

Méthode d'enquête du Baromètre santé 2014

Jean-Baptiste Richard
Arnaud Gautier
Romain Guignard
Christophe Léon
François Beck*

Direction des affaires scientifiques,
Institut national de prévention et d'éducation pour la santé



* actuellement Directeur de l'OFDT.

Sommaire

1	 	TABLEAU DE SYNTHÈSE
2	 	UNE ÉVOLUTION DANS LA MÉTHODE D'ÉCHANTILLONNAGE
2		Des adaptations régulières
2		Les questions autour du double échantillonnage
4		Vers des bases chevauchantes
4	 	BASES DE SONDAGE
5	 	CHAMP DE L'ENQUÊTE, ÉLIGIBILITÉ, SÉLECTION
5		Champ de l'enquête
5		Éligibilité et sélection : échantillon des lignes fixes
5		Éligibilité et sélection : échantillon des lignes mobiles
6	 	TERRAIN D'ENQUÊTE
6		Dispositif enquêteurs
6		Protocole d'appel
7		Favoriser la participation
8	 	BILAN D'EXPLOITATION
8		Participation à l'enquête
9		Éléments de comparaisons
11	 	PROBABILITÉ D'INCLUSION ET REDRESSEMENT
11		Principe : une pondération en deux étapes
11		Probabilité d'inclusion, poids de sondage
13		Redressement, post-stratification
13	 	PROFILS DES ÉCHANTILLONS OBTENUS
17	 	BIBLIOGRAPHIE
19	 	MODÈLE DE LA LETTRE ANNONCE
20	 	BILAN D'EXPLOITATION DU BAROMÈTRE SANTÉ 2014 AU FORMAT AAPOR

Baromètre santé 2014

TABLEAU DE SYNTHÈSE

Champ de l'enquête	France métropolitaine
Population cible	Population générale
Année	2014
Thèmes principaux	Jeux de hasard et d'argent, substances psychoactives
Tranche d'âge	15-75 ans
Plan d'échantillonnage	Sondage aléatoire à deux degrés (ménages puis individus sur ligne fixe ; n° portable puis utilisateur du n° sur ligne mobile)
Bases d'échantillonnage	Génération aléatoire de n° en 01-05 ; génération aléatoire de n° en 06-07
Mode de collecte	Téléphone (CATI)
Taille de l'échantillon	15 635
Taux de réponse global	57 %
Calcul du taux de réponse (e = taux d'éligibles estimé)	Interviews/(interviews + refus individus + abandons + e* (refus ménages + n° contactés injoignables))
Pondération	Poids de sondage puis post-stratification
Dates du terrain d'enquête	11 décembre 2013 - 31 mai 2014
Contact	Jean-Baptiste Richard

QUESTIONNAIRE PRINCIPAL (n = 15 635)

Renseignements généraux	Sous échantillon 1 (n = 5 134)
Risques auditifs	Sentiment d'information
Vaccination	Internet et santé
Tabac	Sous échantillon 2 (n = 5 207)
Cigarette électronique	Douleur
Alcool	Sous échantillon 3 (n = 5 294)
Suicide	
Drogues illicites	
Jeu de hasard et d'argent	
Santé mentale	
Qualité de vie	Santé bucco-dentaire
Caractéristiques sociales et précarité	
Équipement téléphonique	

UNE ÉVOLUTION DANS LA MÉTHODE D'ÉCHANTILLONNAGE

Des adaptations régulières

Le Baromètre santé 2014 a été conçu sur le modèle des précédents Baromètres santé, dispositif d'enquêtes périodiques mis en place en 1992 par le Comité français d'éducation pour la santé (CFES). 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 avec, de ce fait, un enjeu fort sur le niveau de participation à l'enquête. Afin d'être en mesure de suivre des évolutions dans le temps, le recours au téléphone comme mode de collecte s'est imposé assez naturellement en 2014.

En France, comme au niveau international, l'évolution rapide de l'équipement téléphonique, qu'il soit fixe ou mobile, a soulevé beaucoup d'interrogations sur les biais de couverture de la population dans les enquêtes téléphoniques, qui reposaient classiquement sur des échantillons de numéros de lignes fixes issus d'annuaires quasi exhaustifs. Les évolutions du nombre de numéros inscrits sur liste rouge, de l'équipement en téléphone portable et plus récemment du dégroupage total sont d'autant plus importantes à prendre en compte que de nombreuses études menées au cours des dernières décennies, françaises comme internationales, ont mis en évidence des caractéristiques spécifiques des populations concernées, relevant de leurs profils sociodémographiques mais également d'habitudes de vie ou de comportements de santé pouvant s'avérer différents [1-7].

Alors qu'auparavant le recours à l'annuaire de France Télécom comme base de sondage assurait une représentativité correcte de la population résidant en France, l'absence d'un annuaire universel tenant compte de la diversification croissante des opérateurs et des équipements a imposé d'adapter progressivement les procédures d'échantillonnage des enquêtes Baromètre santé : intégration des ménages en liste rouge ou orange par incrémentation (+ 1) des numéros issus de l'annuaire téléphonique en 2000 [8], double échantillonnage à partir de 2005 incluant les ménages équipés d'une ligne fixe avec numéro géographique (01 à 05) d'une part, ceux équipés uniquement d'un téléphone portable d'autre part [9]. Lors du Baromètre santé nutrition 2008, de même que lors du Baromètre santé 2010, les foyers en dégroupage total, disposant d'un numéro de téléphone en 08 ou 09 mais d'aucun numéro géographique, ont été inclus dans l'échantillon des mobiles exclusifs [10-11]. Cette dernière adaptation a été motivée par la difficulté d'intégrer les 08 et 09 dans la base de sondage des numéros fixes, liée au fait que certains foyers en dégroupage ne connaissent pas nécessairement l'existence d'un numéro en 08 ou 09 qui a pu leur être attribué alors qu'ils conservaient leur ancien numéro géographique (risque de double compte non identifiable). Le développement croissant d'offres d'abonnement Internet-télévision-téléphone a accentué encore ce phénomène, un numéro étant attribué à des ménages ayant un usage très parcellaire, voire inexistant de leur téléphone fixe. D'un côté, la méconnaissance de cet équipement empêcherait le calcul de la probabilité d'inclusion pour les ménages concernés. De l'autre, certains ménages peuvent déclarer un téléphone que de fait ils n'utilisent pas du tout. L'inclusion des foyers dégroupés dans l'échantillon des téléphones mobiles suppose en revanche un fort taux d'équipement mobile au sein de cette population, qui était estimé en 2010 à plus de 95 %.

Les questions autour du double échantillonnage

Le double échantillonnage (numéros de fixes en 01-05/numéros de portables exclusifs, c'est-à-dire sans l'existence d'une ligne géographique en 01-05) ainsi défini permet de couvrir la quasi-

totalité des personnes résidant en France ; seules les personnes ne disposant d'aucun téléphone et celles équipées uniquement d'un numéro en 08 ou 09 sont exclues du champ de l'enquête. Selon les quelques estimations existantes, cela représenterait moins de 2 % de l'ensemble des ménages résidant en France. Le filtrage, au sein de l'échantillon mobile, des personnes équipées d'un numéro géographique présente l'avantage d'obtenir deux échantillons dont les champs ne se chevauchent pas. Autrement dit, toute personne interrogée a une probabilité non nulle d'appartenir à un seul des échantillons, facilitant ainsi le calcul de la probabilité d'inclusion de même que le regroupement des deux échantillons.

Au niveau international, un grand nombre d'enquêtes téléphoniques représentatives de la population générale ont adapté leur méthodologie pour intégrer les ménages ou individus équipés de mobiles par un double échantillonnage, et cette pratique fait l'objet d'une recommandation de l'AAPOR (American Association for Public Opinion Research) [12]. Toutefois, la principale question aujourd'hui en suspens relève du choix d'opérer le double échantillonnage avec ou sans filtrage (*screening*) des mobiles exclusifs. Le plan de sondage avec filtrage, équivalent à celui adopté dans les derniers Baromètres santé (Baromètre santé nutrition 2008 et Baromètre santé 2010), aboutit à la constitution de deux bases exclusives, tandis que le plan de sondage sans filtrage repose sur la constitution de deux échantillons, fixe et mobile, se chevauchant. Sans critère d'exclusion, les multiéquipés fixe/mobile peuvent ainsi être interrogés au sein de chaque échantillon. Les avantages et inconvénients de ces deux méthodes sont traités dans de nombreuses études, et un rapport récent souligne qu'il n'y a pas aujourd'hui de pratique exemplaire sur ce sujet, confortant ainsi les conclusions de l'AAPOR [13]. Un des éléments à considérer est la différence entre taux de couverture « théorique », lié au fait qu'une personne dispose ou non d'un téléphone fixe, portable, des deux, et taux de couverture « effectif », associé au fait qu'une personne participe ou non à l'enquête selon son équipement et le mode de collecte, problématique qui relèverait d'une non-réponse différentielle.

En 2009, la part de la population couverte mais injoignable sur téléphone fixe a pu être estimée à environ 4 % aux États-Unis [14]. Il s'agit dans ce cas de personnes jointes sur leur téléphone mobile, possédant un numéro de téléphone fixe et déclarant ne jamais s'en servir, même si le téléphone sonne. Selon certains travaux, les personnes équipées des deux types de téléphone seraient plus à même de participer à l'enquête s'ils sont joints sur le téléphone qu'ils utilisent « le plus souvent ». Aussi, dans l'enquête *Behavior Risk Factor Surveillance System* (BRFSS), l'échantillon des mobiles inclut depuis 2012, outre les mobiles exclusifs, les personnes disposant des deux types de téléphone mais qui reçoivent au moins 90 % de leurs appels sur leur mobile (<http://www.cdc.gov/brfss>).

Comparativement aux bases exclusives, le recours aux bases chevauchantes limiterait le biais de la non-réponse car il permettrait d'atteindre une population plus large, incluant des profils sociodémographiques et des habitudes de vie différents [15-19], un certain nombre d'études concluant à une meilleure représentativité de la population [20, 21], favorisant en particulier la participation des plus jeunes et des hommes [22, 23].

En revanche, cette solution rend plus complexe le calcul des poids de sondage. Les questions théoriques sur les techniques de regroupement de bases multiples sont traitées dans une littérature dédiée [24-30]. Comparativement à un double échantillonnage avec filtrage, le recours aux bases chevauchantes augmente la part d'interviews menées sur mobile, qui sont en général plus difficiles à mener que sur téléphone fixe : taux de réponse plus faible, moins grande disponibilité de l'enquêté, problème de confidentialité de l'interview, risque d'une qualité de communication moins bonne... Une étude récente portant sur l'erreur de mesure – influence de l'entourage, distractions, indisponibilité, désirabilité sociale – entre interview sur mobile et sur fixe a cependant conclu à de très faibles différences [25]. Enfin, et malgré un coût plus

élevé des enquêtes menées sur mobiles, cette méthode fait l'économie des coûts additionnels engendrés par la pénétration relativement faible des mobiles exclusifs (qui génère 80 % à 90 % d'appels voués à l'échec) : les deux systèmes reviendraient au final à un coût équivalent dans le cas de notre enquête.

Vers des bases chevauchantes

Les évolutions de méthode des Baromètres santé ont toujours été conduites dans la perspective d'améliorer au mieux la couverture de la population française, afin d'assurer la représentativité des échantillons et la qualité de l'inférence. Plusieurs raisons ont motivé l'adoption en 2014 d'un double échantillonnage avec chevauchement.

L'analyse des études internationales récentes, et l'évolution de la méthode d'enquête de plusieurs enquêtes téléphoniques en population générale [16, 21, 31-35] indiquent que l'inclusion d'un échantillon mobile sans filtrage des multiéquipés, tout en conservant un échantillon interrogé sur ligne fixe, améliore probablement la représentativité de la population interrogée, en augmentant la participation à l'enquête de certaines catégories souvent sous-représentées dans les méthodes précédentes. D'une part, l'adoption de cette méthodologie dans une enquête sur le VIH/sida en France en 2010 a permis de tester positivement cette évolution [36, 37]. D'autre part, dans le cas où le profil des répondants de la partie commune des deux échantillons (les multiéquipés fixe et mobile) serait identique, le changement de méthode n'aurait pas d'impact sur la représentativité globale de l'enquête. Enfin, cette évolution permettra de réaliser différentes études méthodologiques sur l'apport de ce double échantillonnage avec chevauchement, puisqu'il sera possible de revenir au cas d'un échantillon avec filtrage en excluant, au sein de l'échantillon mobile, les personnes disposant d'un numéro de téléphone fixe. Il reste par conséquent possible de mesurer les évolutions à biais constant relativement aux précédentes vagues du Baromètre santé, et d'évaluer les écarts de mesures attribuables à ce changement méthodologique.

BASES DE SONDAGE

En l'absence d'annuaire pouvant être utilisé comme base de sondage, une génération aléatoire de numéros a été effectuée, d'une part de numéros commençant par 01, 02, 03, 04 ou 05, d'autre part de numéros commençant par 06 ou 07.

Comme indiqué précédemment, et malgré l'existence de numéros commençant par 08 et 09, il a été choisi de ne pas générer ce type de numéros. En effet, une part non connue de la population dispose de ce type de numéros sans le savoir, ce qui biaiserait le calcul de la probabilité de sélection, basée sur la déclaration, par les personnes elles-mêmes, de leur équipement téléphonique. Par ailleurs, les foyers équipés d'un téléphone fixe mais qui ne sont joignables que par un numéro commençant par un 08 ou 09 disposent dans leur quasi-totalité d'un téléphone portable (cf. enquête « Référence des équipements multimédia » GFK-ISL/Médiamétrie) et sont donc interrogeables *via* leur téléphone mobile.

La taille des bases initiales théoriques est ainsi de 500 millions de numéros possibles dans l'échantillon fixe (de 01 à 05), et de 200 millions dans l'échantillon mobile (06 et 07). En réalité, il est possible de restreindre le champ dans la mesure où la base G'Num de l'Arcep, devenue aujourd'hui Majnum, actualise régulièrement les ressources en numérotation téléphonique, sous

la forme d'une liste de plages de numéros attribuées aux différents opérateurs, téléchargeable sur leur site¹. La base de sondage des numéros dont la racine a été attribuée par l'Arcep revient ainsi à une liste de 177 millions de numéros commençant par 01 à 05, et de 118 millions de numéros commençant par 06 ou 07.

Le dimensionnement des deux échantillons, équirépartis et avec un objectif initial de 15 000 interviews, a été proposé par l'institut de sondage, tenant compte de plusieurs éléments : coefficient d'insistance élevé (40 tentatives d'appel par numéro généré), taux de pénétration de la population cible, taux de refus attendus, taux de numéros non attribués, etc. Au final, le nombre de numéros générés et correspondant à des numéros sur des racines attribuées était de 167 617 pour l'échantillon fixe et 47 820 pour l'échantillon mobile.

CHAMP DE L'ENQUÊTE, ÉLIGIBILITÉ, SÉLECTION

Champ de l'enquête

La population couverte par le Baromètre santé 2014 concerne toutes les personnes résidant en France métropolitaine en ménages ordinaires², équipées d'au moins un numéro de téléphone commençant par 01, 02, 03, 04, 05, 06 ou 07, âgées de 15 à 75 ans.

Éligibilité et sélection : échantillon des lignes fixes

Une fois le ménage atteint, il devait, pour être éligible, comporter au moins une personne âgée de 15 à 75 ans, résidant habituellement³ dans le foyer pendant la durée de l'étude et parlant le français⁴. Une seule personne participait à l'enquête au sein de chaque foyer. La méthode de sélection de cet individu parmi l'ensemble des personnes éligibles du ménage, identique à celle du Baromètre santé 2010, a été celle proposée par Leslie Kish [38]. Elle consiste à lister l'ensemble des membres du foyer, le système informatique effectuant un tirage aléatoire de l'individu à interroger. Aucun remplacement par un autre membre du foyer n'était autorisé.

Éligibilité et sélection : échantillon des lignes mobiles

Dans l'échantillon mobile, la sélection du participant à l'enquête a été effectuée parmi les « *utilisateurs réguliers* » du téléphone portable, même si l'usage du portable est très majoritairement personnel. Une question a ainsi été ajoutée : « *Combien de personnes, âgées entre 15 et 75 ans, utilisent régulièrement ce téléphone portable pour recevoir des appels, y compris vous-même ?* » En cas d'utilisation partagée (déclarée dans notre enquête par 3 % des utilisateurs de mobile), la méthode Kish a été appliquée de la même manière que pour l'échantillon fixe, mais cette fois-ci parmi les personnes éligibles utilisant le portable. Cette solution permet de ne pas exclure d'emblée des individus joignables uniquement *via* un portable partagé. L'idée de

1. <https://extranet.arcep.fr/portail/LinkClick.aspx?fileticket=PBA1WK-wnOU%3d&tabid=217&portalid=o&mid=850>

2. C'est-à-dire à l'exclusion des personnes résidant en institution.

3. 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.

4. Les personnes présentant une incapacité mentale ou physique les empêchant de répondre à l'enquête téléphonique étaient également considérées comme non éligibles.

cette formulation était d'écarter les cas d'utilisation ponctuelle du téléphone d'un autre pour recevoir des appels, alors que la situation de partage de portable n'est guère courante.

TERRAIN D'ENQUÊTE

Dispositif enquêteurs

Le terrain de l'enquête a été confié à l'institut de sondage Ipsos Observer. Il s'est déroulé dans les locaux de l'institut à Bordeaux, du 11 décembre 2013 au 31 mai 2014 (avec une interruption au moment des fêtes de fin d'année). Une enquête pilote avait été préalablement menée en novembre 2013 auprès de 100 personnes (51 filaires et 49 mobiles) afin de tester les filtres, la durée du questionnaire et la bonne compréhension des nouvelles questions.

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. Cette méthode s'appuie sur le logiciel Quancept CATI Overview, qui est un système de gestion des échantillons et de déroulement du questionnaire (notamment les filtres et les tests logiques). Il gère l'organisation des appels téléphoniques et la composition des numéros, les prises de rendez-vous et reprises d'interview, certains contrôles en temps réel des réponses (incohérentes, chiffres impossibles signalés selon des spécifications particulières...), l'organisation de la rotation aléatoire des modalités ou des items. Il permet par ailleurs de contrôler à tout moment les indicateurs de suivis tels que les taux de participation ou la durée moyenne des différents modules du questionnaire.

Trois sessions de deux jours de formation ont été nécessaires pour préparer l'ensemble des soixante-quatre enquêteurs et quatre chefs d'équipe travaillant sur l'enquête. Les objectifs de cette formation étaient de présenter l'enquête et sa finalité, les institutions qui la conduisaient, et de rappeler le principe du sondage aléatoire. Le questionnaire a été entièrement déroulé et expliqué. Les enquêteurs ont pu s'entraîner jusqu'à ce que sa passation soit maîtrisée. 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 outre, les enquêteurs ont appris, lors de cette formation, à maîtriser une liste d'arguments pour faire face aux différents motifs de refus avancés par les personnes appelées pour participer à l'enquête.

Une société de surveillance, Catherine Delannoy et associés (CDA), était présente régulièrement sur le terrain de l'enquête dans les locaux d'Ipsos Observer à Bordeaux ou faisait des écoutes d'interview à distance dans les locaux d'Ipsos Observer à Paris 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. Par ailleurs, les agents de l'Inpes qui coordonnaient l'enquête étaient présents sur le terrain pour assurer, en lien avec CDA et les chefs d'équipe, un suivi rigoureux du recueil des données.

Protocole d'appel

Un protocole d'appel a été mis en place afin de maximiser les chances de joindre les personnes dont le numéro de téléphone a été tiré au sort. Les plages horaires des interviews étaient comprises entre 9 h 30 et 21 heures du lundi au vendredi, et de 9 h 30 à 16 heures le samedi.

Chaque numéro de téléphone était appelé jusqu'à quarante fois, l'enquêteur laissant sonner jusqu'à six fois. En cas de numéro occupé, le rappel était effectué 15 minutes plus tard. En cas de non-réponse, le numéro était rappelé 3 heures plus tard jusqu'à 18 heures en semaine (du lundi au vendredi) et 1 h 30 plus tard sur la période 18 heures-21 heures en semaine et le samedi. Début mars, au vu des retours de la hotline et de l'Inpes sur le sentiment de certaines personnes d'être harcelées, le délai pour rappeler un non-répondant est passé à 5 heures. Pour les appels en soirée, le délai pour rappeler un non-répondant est resté pendant toute la durée de l'étude à 1 h 30.

Chaque numéro de téléphone a été appelé sur plusieurs jours, incluant au moins deux appels le samedi avant qu'il soit classé, après quarante tentatives, comme injoignable. Si l'individu sélectionné n'était pas présent ou indisponible au moment du contact, un rendez-vous téléphonique lui était proposé. 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 lors que l'enquêté souhaitait s'arrêter pour des raisons personnelles : il lui était alors proposé un rendez-vous pour poursuivre l'entretien à l'endroit même où il avait été arrêté.

L'impact de ces différentes procédures a fait l'objet d'études méthodologiques sur des sujets sensibles tels que les comportements sexuels [39], la santé mentale [40], ainsi que les usages de substances psychoactives [4]. 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.

Favoriser la participation

L'obtention d'un taux de réponses le plus élevé possible est un enjeu fort des enquêtes dont l'échantillon est constitué de manière aléatoire. Ainsi, en plus de la formation soutenue des enquêteurs et du protocole d'appel adapté, décrits précédemment, différentes mesures ont été mises en place afin de favoriser la participation à l'enquête.

L'annonce de l'enquête a ainsi été réalisée à travers différents canaux.

Une lettre-annonce à en-tête de l'Inpes, mettant l'accent sur l'importance de l'étude, a été envoyée à tous les ménages sollicités et figurant dans l'annuaire inversé. 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. Les ménages dont le numéro ne figurait pas dans l'annuaire inversé pouvaient se la voir proposer au moment de l'appel.

Une hotline ainsi qu'une adresse mail dédiée étaient disponibles sur toute la durée de l'enquête afin de garantir aux personnes qui le souhaitaient qu'il s'agissait bien d'une enquête réalisée par Ipsos Observer pour le compte de l'Inpes, ainsi que d'apporter des précisions sur l'intérêt de l'enquête en termes de prévention. Sur l'ensemble de la durée de l'étude, 6 700 appels et mails d'information ont été recensés.

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, ainsi qu'à une annonce visible sur la première page d'accueil du site.

Trois mois après le début de l'enquête, il a été décidé de laisser un message⁵ sur les répondeurs des téléphones mobiles qui avaient été appelés au minimum sept fois, pour les informer de l'étude et les encourager à y participer. Par la suite, cette action a été généralisée auprès de l'ensemble des individus disposant d'un mobile ayant été appelés au moins quatre fois sans avoir décroché. La décision de laisser un message uniquement sur mobile a été prise en cours de terrain car la proportion de personnes ne répondant pas à l'appel semblait bien trop importante par rapport aux personnes appelées sur une ligne fixe, émettant l'hypothèse que la non-réponse était volontaire. Cette solution a également été motivée par le fait que la part de numéros générés retrouvés dans l'annuaire inversé est inférieure à 1 % pour les numéros de mobile (contre ± 9 % pour les numéros de téléphone fixe), le recours à la lettre-annonce devenant de fait quasi-nul sur cet échantillon. Au final, 7 308 messages ont été laissés, suite auxquels 260 interviews ont été réalisées (3,2 % des interviews de l'échantillon mobile).

Après le dépôt du message vocal, il a été décidé d'envoyer un SMS⁶ d'information sur l'enquête à 6 602 adresses ayant déjà été appelées plus de huit fois, ce qui a permis d'identifier que 249 adresses étaient des faux numéros et de les recoder comme tels. Au total, 94 interviews ont ainsi pu être réalisées suite à l'envoi du SMS (1,2 % des interviews de l'échantillon mobile).

Les personnes ayant manifesté leur refus de participer à l'enquête, ainsi que celles ayant abandonné le questionnaire en cours de passation, ont été recontactées par une équipe constituée de dix-sept enquêteurs spécifiquement formée à cette phase de « rappel des refus ». Ces rappels étaient effectués environ quinze jours après le premier refus. Cette procédure a permis d'interroger 1 090 personnes ayant initialement refusé, soit 7 % de l'ensemble de l'échantillon final.

Tous les appels étaient réalisés en numéro démasqué (correspondant au numéro de la hotline). Plusieurs numéros ont été utilisés au cours du terrain d'enquête afin d'essayer de contourner les cas de personnes ne répondant pas et « filtrant » l'appel suite à la présentation d'un numéro. Durant la phase de « rappel des refus », le numéro affiché était celui d'Ipsos Observer, le rappel étant éventuellement redirigé vers les chefs d'équipe de l'enquête, qui pouvaient transformer eux-mêmes un refus en acceptation.

BILAN D'EXPLOITATION

Participation à l'enquête

Au final, 15 635 personnes ont été interrogées, dont 7 577 individus joints par un numéro géographique et 8 058 individus joints par un numéro de téléphone mobile. La durée moyenne des interviews était de 32 minutes sur ligne fixe et de 34 minutes sur ligne mobile.

Pour déterminer le taux de participation à l'enquête, il est nécessaire de rapporter le nombre de répondants au nombre d'individus éligibles. En considérant comme éligible l'ensemble des refus (ménages et individus) et abandons, et l'ensemble des ménages injoignables après

5. Le message vocal était le suivant : « Bonjour, je vous appelle de la part de l'Inpes, l'Institut national de prévention et d'éducation pour la santé, nous cherchons à vous joindre pour une enquête scientifique d'intérêt général sur les comportements liés à la santé. La participation de toutes les personnes tirées au sort assurera la qualité des résultats. Nous essaierons de vous recontacter ultérieurement. »

6. Les deux SMS suivants étaient envoyés : (1) « L'Inpes, organisme public, cherche à vous joindre dans le cadre de sa grande enquête Baromètre santé. Merci par avance pour votre participation. » Puis (2) « L'Inpes vous appellera prochainement. Pour plus d'informations : <http://www.inpes.sante.fr/Barometres/BS2014> et notre hotline : 01 75 25 02 52. »

contact, les taux de participation s'élèvent à 54,6 % dans l'échantillon fixe et à 47,1 % dans l'échantillon mobile. Toutefois, cette hypothèse est pessimiste dans la mesure où les refus immédiats des ménages, de même que les ménages injoignables après contact, interviennent avant que l'on ait pu déterminer l'éligibilité. Une seconde hypothèse est d'appliquer à ces cas un taux d'éligibles identique à celui observé parmi les numéros dont l'éligibilité a pu être qualifiée. Ce taux d'éligibles est ainsi estimé à 70 % dans l'échantillon fixe et à 78 % dans l'échantillon mobile, et les taux de participation « révisés » sont alors de 61,3 % dans l'échantillon fixe, de 52,3 % dans l'échantillon mobile et de 56,6 % dans l'échantillon global [tableau I].

Éléments de comparaisons

Le taux de participation mesuré en 2014 peut être mis en regard de ceux observés dans les exercices précédents du Baromètre santé, en tenant compte de deux éléments susceptibles d'influer sur ce taux : la tranche d'âge cible de l'enquête et la base de sondage utilisée. La tranche d'âge interrogée peut influencer directement sur la participation car l'acceptation de participer à une telle enquête varie fortement selon l'âge. Les plus jeunes, de même que les plus âgés, sont souvent soit plus difficiles à joindre, soit plus réticents à participer, et par conséquent sous-représentés dans les échantillons obtenus [41]. La modification de la base de sondage, quant à elle, rend plus difficiles les comparaisons concernant la part de numéros injoignables. Cette dernière, stable à 12 % entre 2000 et 2010, concerne 22 % des numéros joignables en 2014, mais peut correspondre à différents cas de figure : numéros non attribués mais non repérés comme tels, ménages injoignables, ménages ne décrochant pas délibérément. La répartition de ces différentes catégories au sein des numéros jamais joints a une conséquence directe dans le calcul du taux de participation, puisqu'il peut s'agir tout aussi bien de numéros non utilisables que de refus, non déclarés, de participer à l'enquête.

TABLEAU I

Bilan d'exploitation du Baromètre santé 2014

	Fixe		Mobile		Global	
Base générée	167 717		47 820		215 537	
Numéros non utilisables	145 057		22 844		167 901	
Numéros joignables	22 660		24 976		47 636	
Résidence secondaire/hors champ géographique	277		192		469	
Hors tranche d'âge	2 539		1 309		3 848	
Ménages/personnes impossibles	965		1 087		2 052	
Ménages injoignables	4 996		5 293		10 289	
Numéros joints	13 883	100 %	17 095	100 %	30 978	100 %
Ménages injoignables après contact	2 080	15,0 %	4 705	27,5 %	6 785	21,9 %
Refus ménages	3 004	21,6 %	3 098	18,1 %	6 102	19,7 %
Refus individus	1 193	8,6 %	1 182	6,9 %	2 375	7,7 %
Abandons	29	0,2 %	52	0,3 %	81	0,3 %
Interviews complètes	7 577		8 058		15 635	
Taux de participation		54,6 %		47,1 %		50,5 %
	Fixe-révisé		Mobile-révisé		Global-révisé	
Taux d'éligibles (n° éligibles/(n° éligibles + n° non éligibles))	0,70		0,78		0,74	
Refus ménages révisés (multiplié par le taux d'éligibles)	2 101		2 423		4 513	
Ménages injoignables après contact révisés (multiplié par le taux d'éligibles)	1 455		3 680		5 018	
Numéros joints révisés	12 355		15 395		27 622	
Interviews complètes	7 577		8 058		15 635	
Taux de participation révisé		61,3 %		52,3 %		56,6 %

Ayant connaissance de toutes ces limites, le taux de participation observé en 2014 apparaît relativement stable en regard des précédentes vagues, autour de 55 %, le taux révisé se situant autour de 60 % [tableau II].

TABLEAU II

Bilans d'exploitation sur l'échantillon des lignes fixes des Baromètres santé 2000, 2005, 2010 et 2014

Année	2000	2005	2010	2014
Tranche d'âge	12-75 ans	12-75 ans	15-85 ans	15-75 ans
Base générée	46 508	101 721	73 070	167 717
Numéros non utilisables	12 887	34 702	13 138	145 057
Numéros joignables	33 621	67 019	59 932	22 660
Résidence secondaire/hors champ géographique	312	645	760	277
Hors tranche d'âge	3 730	6 131	1 684	2 539
Ménages/personnes impossibles	1 292	2 121	3 170	965
Ménages injoignables	4 124	8 056	7 066	4 996
Numéros joints	24 163	50 066	47 252	13 883
Ménages injoignables après contact	1 761	2 227	445	2 080
Refus ménages	7 316	16 773	15 474	3 004
Refus individus	1 003	1 725	5 253	1 193
Abandons	398	2 669	2 473	29
Interviews complètes	13 685	26 672	23 607	7 577
Taux de participation	56,6 %	53,3 %	50,0 %	54,6 %
e : taux d'éligibles (n° éligibles/(n° éligibles + n° non éligibles))	0,74	0,78	0,85	0,70
Taux de participation révisé	62,8 %	58,2 %	52,7 %	61,3 %

Sources : Baromètres santé 2000, 2005, 2010, 2014.

Une autre façon de présenter les résultats, conforme à des standards internationaux (AAPOR), permet de comparer quelques indicateurs d'exploitation de l'échantillon avec d'autres enquêtes similaires. La principale différence avec les bilans présentés ci-dessus tient au fait que les numéros n'ayant abouti à aucun contact sont inclus au dénominateur du taux de réponse, tandis que nous tenons compte uniquement des numéros ayant abouti à au moins un contact au cours des quarante appels. Quelques autres différences peuvent être signalées :

- ◆ les ménages non francophones/impossibles, que nous classons en inéligibles, sont classés en « éligibilité indéterminée » ;
- ◆ les individus non francophones/impossibles, que nous classons en inéligibles, sont exclus des calculs du taux de réponse ;
- ◆ le taux d'éligibilité est également appliqué aux numéros n'ayant abouti à aucun contact ;
- ◆ un taux de numéros non attribués/faux numéros parmi les numéros n'ayant abouti à aucun contact est également appliqué, sur la base du taux de faux numéros observés parmi les numéros identifiés.

L'application de ce calcul à l'enquête (voir le tableau du « *Bilan d'exploitation du Baromètre santé 2014 au format AAPOR* », page 20), fournit des taux de réponse de 47,3 % sur ligne fixe et de 37,7 % sur ligne mobile, qui se révèlent à des niveaux très proches de ceux observés dans l'enquête BRFSS 2013 menée aux États-Unis, pour laquelle les taux de réponse obtenus, à méthodologie comparable, sont de 49,6 % et 37,8 %, respectivement sur ligne fixe et ligne mobile⁷.

7. http://www.cdc.gov/brfss/annual_data/2013/pdf/2013_DQR.pdf

Notons toutefois que l'hypothèse selon laquelle le taux d'éligibles parmi les numéros non contactés est le même que parmi les numéros contactés est particulièrement pessimiste lorsque le nombre d'appels est élevé (quarante dans notre étude). Cette hypothèse est ainsi parfois remise en cause, présentant un risque de surestimer le nombre d'éligibles parmi les numéros non contactés et par conséquent de sous-estimer le taux de réponse [42, 43].

PROBABILITÉ D'INCLUSION ET REDRESSEMENT

Principe : une pondération en deux étapes

Plusieurs approches de pondération dans le cas de bases multiples sont envisageables. La première consiste à considérer chacune des bases indépendamment (pour le calcul du poids de sondage et la prise en compte de la non-réponse) puis de les regrouper à l'aide d'un coefficient « composite » permettant de pondérer la partie commune aux deux bases, correspondant aux doubles équipés fixe et mobile.

La seconde approche, retenue dans le cadre de cette enquête, consiste à revenir au cas d'un échantillonnage sur une seule base de sondage : la probabilité de sélection de chaque individu est déterminée selon son équipement téléphonique global, la probabilité théorique d'inclusion dans chaque échantillon étant ainsi déterminée. Cette solution nécessite de connaître précisément le nombre de lignes fixes et mobiles de chaque individu enquêté et le nombre de personnes éligibles pour chaque numéro, données disponibles dans cette enquête. La seconde étape consiste en une post-stratification permettant de corriger l'échantillon obtenu sur des critères multiples d'ajustement (sexe, âge, niveau de diplôme, taille d'agglomération, etc.) disponibles par des informations auxiliaires externes, et de tenir compte ainsi du biais lié à la non-réponse différentielle au sein de la population. Cette repondération des répondants sur des distributions connues suppose que, dans chaque catégorie définie par les variables de redressement, répondants et non-répondants sont en moyenne semblables sur les variables d'intérêt pour l'enquête.

Probabilité d'inclusion, poids de sondage

S'agissant d'un sondage à deux degrés (tirage d'un numéro de téléphone puis sélection au sein du ménage ou des utilisateurs), le calcul de la probabilité d'inclusion d'un individu résulte de trois informations :

- ◆ probabilité de tirage du numéro appelé ;
- ◆ nombre de numéros (pour ce faire, il était demandé à l'enquêté, en fin de questionnaire, le nombre de numéros téléphoniques du foyer, fixes et mobiles) ;
- ◆ nombre de personnes parmi lesquelles la sélection a été effectuée.

La probabilité de sélection d'un individu est obtenue en faisant la somme, pour chacun de ses numéros, de la probabilité de tirage du numéro divisé par le nombre d'éligibles joignables sur ce numéro.

Probabilité de tirage du numéro appelé

Cette information est directement obtenue par le taux d'échantillonnage défini dans le plan de sondage [tableau III].

TABLEAU III

Constitution des bases de sondage utilisées pour l'enquête et taux de sondage

	Fixe	Mobile
Ensemble des numéros ayant une correspondance dans les racines Arcep	1 770 000 000	1 180 000 000
Nombre de numéros générés pour l'enquête ayant une correspondance dans les racines Arcep	1 676 17	47 820
Taux de sondage	0,000947	0,000405

L'application directe de ce taux de sondage revient à ne pas tenir compte de la non-réponse totale dans chacun des échantillons. Sa prise en compte, par exemple par un modèle de réponse naïf (pondération des individus répondants par l'inverse du taux de réponse), suppose que tous les individus (ayant répondu ou non au questionnaire) ont la même probabilité de répondre à l'enquête, et que globalement répondants et non-répondants ont des profils similaires. Sous cette condition, elle suppose également de connaître avec précision le taux de réponse, qui, comme discuté précédemment (voir «Participation à l'enquête», page 8), repose sur un certain nombre d'estimations concernant les numéros dont l'éligibilité reste indéterminée. Devant cette imprécision, nous avons préféré prendre en compte la non-réponse totale à l'enquête par une post-stratification sur informations auxiliaires provenant de sources externes⁸.

Équipement et partage des numéros

Pour chaque personne interrogée était demandé :

- ◆ $Nbnum_{01+05}$, le nombre de numéros commençant par 01 à 05. Le nombre d'éligibles correspond au nombre de personnes âgées de 15 à 75 ans dans le foyer, noté $Nb\text{éligibles}_{\text{foyer}}$;
- ◆ $Nbnum_{06+07}$, le nombre de numéros de téléphone portable. Pour chacun de ces numéros, une question portait sur le partage régulier de ce numéro pour recevoir des appels avec d'autres personnes âgées de 15 à 75 ans. Ainsi, le nombre d'éligibles pour un mobile i correspond au nombre de personnes âgées de 15 à 75 ans utilisant régulièrement ce numéro pour recevoir des appels, noté $Nb\text{éligibles}_{\text{mobile}_i}$.

En notant par ailleurs Tx_f le taux de sondage dans l'échantillon fixe, et Tx_m le taux de sondage dans l'échantillon mobile, la probabilité de sélection d'un individu enquêté en fonction de son équipement téléphonique s'écrit de la façon suivante :

$$\text{Proba} = \frac{Tx_f \times Nbnum_{01+05}}{Nb\text{éligibles}_{\text{foyer}}} + Tx_m \times \sum_{i=1}^{Nbnum_{06+07}} \frac{1}{Nb\text{éligibles}_{\text{mobile}_i}}$$

Le poids attribué est l'inverse de la probabilité de sélection. Notons également qu'une pondération a été calculée dans l'objectif de pouvoir comparer les évolutions mesurées relativement à 2010 à méthodologie comparable. Le calcul est identique au précédent, après

8. Pour des informations complémentaires sur les méthodes de prise en compte de la non-réponse, voir : http://www.insee.fr/fr/publications-et-services/docs_doc_travail/ug604.pdf

l'exclusion dans l'échantillon mobile des individus possédant au sein de leur foyer un numéro de téléphone fixe géographique et après la prise en compte des seuls numéros géographiques dans l'échantillon fixe pour le calcul de la probabilité d'inclusion.

Redressement, post-stratification

Dans l'échantillon de l'enquête, certaines catégories de population apparaissent sous-représentées, notamment du fait des erreurs d'échantillonnages et de l'inégale répartition de la non-réponse au sein de la population. Afin d'améliorer la représentativité de l'enquête, il est fait en général l'hypothèse que les individus manquants dans une catégorie ont un profil plus proche de ceux des individus répondants de cette catégorie que de ceux des autres catégories, ce qui conduit à procéder à un redressement. Le principe est de modifier le poids de chaque individu de l'échantillon (au départ égal au poids de sondage). 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. En modifiant l'échantillon pour le contraindre à adopter la structure de la population globale, on tient compte des spécificités de cette population et on améliore de ce fait la représentativité de l'échantillon [44].

Les données ont ainsi été calées sur les données de l'enquête emploi de 2012, sur les variables suivantes : sexe croisé par l'âge en tranches décennales, taille d'agglomération, région UDA de résidence⁹, niveau de diplôme, nombre d'habitants dans le foyer (un seul *versus* plusieurs). Concernant l'équipement téléphonique, en partant de l'hypothèse que la non-réponse est à peu près équivalente selon l'équipement des personnes, nous estimerons que l'application du poids de sondage redressé à l'échantillon fournit une estimation fidèle de l'équipement téléphonique de la population cible. Il a ainsi été choisi de ne pas réaliser de calage sur cette variable, contrairement à ce qui avait été fait en 2010.

PROFILS DES ÉCHANTILLONS OBTENUS

Les caractéristiques des différents échantillons, selon le mode de collecte et l'équipement téléphonique, soulignent d'une part les différences sociodémographiques selon l'équipement, d'autre part, à équipement identique, les différences observées entre les deux échantillons [tableau IV]. Certaines caractéristiques déjà observées auparavant se confirment : les détenteurs de mobile exclusif sont très jeunes, la moitié d'entre eux ayant moins de 34 ans, vivent bien plus souvent seuls et comptent une plus grande proportion d'individus ayant des bas revenus, étant au chômage, ainsi que des employés et ouvriers (cette dernière caractéristique étant similaire à l'échantillon des fixes exclusifs). Les dégroupés se composent d'une majorité de 25-44 ans (plus de 60 %), résidant le plus souvent dans des villes de plus de 100 000 habitants, étant sensiblement plus diplômés, travaillant et de catégorie socioprofessionnelle élevée. Les individus équipés uniquement d'un téléphone fixe géographique, peu nombreux, sont pour leur part plus souvent des femmes (60,6 %), des personnes âgées de plus de 55 ans (71,6 %), habitant en zone rurale et peu diplômées.

Par ailleurs, nous pouvons mesurer les différences entre les répondants ayant un équipement téléphonique identique (fixe géographique plus mobile), mais joints d'une part sur leur

9. Union des annonceurs (UDA) : découpage du territoire métropolitain en neuf grandes zones.

TABLEAU IV

Caractéristiques sociodémographiques des différents échantillons selon leur équipement téléphonique (en pourcentage)

	Échantillon fixe		Échantillon mobile		
	Fixe géographique exclusif	Fixe géographique + mobile	Fixe géographique + mobile	Dégroupé + mobile	Mobile exclusif
Effectifs	538	7039	5636	1 303	1 119
Sexe					
Hommes	39,4	42,7	49,0	49,0	51,1
Femmes	60,6	57,3	51,0	51,0	48,9
Tranche d'âge					
15-24 ans	3,3	11,4	13,8	12,6	21,8
25-34 ans	2,2	12,0	15,6	33,9	30,6
35-44 ans	6,9	18,5	20,0	27,5	17,2
45-54 ans	16,0	19,2	22,1	15,0	15,5
55-64 ans	26,6	21,6	18,0	7,9	9,7
65-75 ans	45,0	17,3	10,5	3,1	5,2
Région UDA					
Région parisienne	11,5	15,7	18,7	27,9	17,5
Nord	7,8	5,4	6,2	5,8	7,9
Est	10,2	8,7	8,9	7,3	8,0
Bassin parisien Ouest	8,9	9,0	8,8	6,5	8,6
Bassin parisien Est	9,1	7,1	7,0	6,4	7,9
Ouest	16,7	16,8	13,6	10,2	12,9
Sud-Ouest	12,5	12,1	11,8	9,8	12,3
Sud-Est	15,2	13,3	13,0	12,9	9,9
Méditerranée	8,0	11,9	12,2	13,0	15,1
Taille d'agglomération					
Commune rurale	32,8	28,8	26,8	12,2	17,0
< 20 000 habitants	20,0	19,1	16,8	13,3	17,1
20 000-99 999 habitants	14,3	12,6	13,3	12,1	15,3
100 000-199 999 habitants	6,5	6,1	5,4	6,0	6,3
200 000 habitants et plus	17,0	20,0	21,6	31,1	28,5
Agglomération parisienne	9,5	13,5	16,1	25,3	15,8
Niveau de diplôme					
Aucun diplôme	12,7	5,6	4,8	5,4	11,4
Inférieur au bac	57,5	39,2	33,7	26,6	33,4
Bac	12,7	19,7	21,0	20,4	23,1
Bac + 2	6,2	12,4	14,5	14,4	10,8
Bac + 3 + 4	7,3	12,9	14,0	15,8	11,2
Bac + 5 et plus	3,6	10,2	12,1	17,4	10,1
Vit seul					
Non	60,4	78,0	85,5	83,9	53,5
Oui	39,6	22,0	14,5	16,1	46,5
Situation professionnelle					
Travail	24,0	55,0	63,6	70,5	55,9
Études	2,6	8,0	8,7	7,7	12,8
Chômage	7,6	6,0	7,0	11,5	15,5
Retraite	54,8	26,2	16,8	5,1	7,8
Autres inactifs	11,0	4,7	4,0	5,2	8,0
Profession et catégorie socioprofessionnelle (PCS)					
Agriculteurs exploitants	5,2	1,8	2,0	0,3	0,1
Artisans, commerçants, chefs d'entreprise	3,7	5,8	6,4	5,7	6,6
Cadres, professions intellectuelles supérieures	10,0	18,3	21,5	22,8	10,7
Professions intermédiaires	20,4	27,6	25,1	25,7	19,8
Employés	33,3	27,2	25,6	26,6	29,5
Ouvriers	25,3	18,3	18,1	17,0	25,8
Revenus					
% dans le 1 ^{er} tercile de revenus/Unité de consommation (plus faibles revenus)	30,7	21,3	22,4	29,8	41,6

téléphone fixe, d'autre part sur leur téléphone mobile. Cette comparaison révèle que les personnes répondant sur leur téléphone mobile sont plus souvent des hommes (49,0 % vs 42,7 % sur fixe), des individus légèrement plus jeunes (29,4 % ont moins de 34 ans vs 23,4 % sur fixe), plus diplômés (40,6 % ont un niveau supérieur au bac vs 35,5 %) et plus souvent actifs (70,6 % vs 61,0 %).

Relativement aux marges de références connues, et après application du poids de sondage, l'échantillon global se compose de légèrement plus de femmes (+ 1,4 point), de personnes âgées de 25 à 54 ans (+ 3,6 points), d'habitants de villes de moins de 100 000 habitants (+ 2,9 points), de personnes vivant seules (+ 1,2 point) et de personnes diplômées (+ 11,1 points pour un niveau de diplôme > bac). Par rapport aux distributions pondérées par le poids de sondage obtenu par la méthode avec filtrage, telle que réalisée lors du Baromètre santé 2010, les écarts observés apparaissent relativement faibles **[tableau V]**.

TABLEAU V

Comparaison selon l'échantillon considéré global entre les marges obtenues après application du poids de sondage et les marges de référence (en pourcentage)

	Résultats bruts + poids de sondage	Résultats bruts avec filtrage* + poids de sondage	Marges utilisées
Effectifs	15 635	9 999	
Sexe			
Hommes	47,4	46,2	48,8
Femmes	52,6	53,8	51,2
Tranche d'âge			
15-24 ans	14,8	16,0	15,4
25-34 ans	18,2	16,8	16,8
35-44 ans	19,6	18,9	18,5
45-54 ans	19,8	19,6	18,7
55-64 ans	16,5	16,9	17,7
65-75 ans	11,2	11,7	12,9
Région UDA			
Région parisienne	18,6	17,8	19,1
Nord	6,3	6,3	6,3
Est	8,5	8,4	8,7
Bassin parisien Ouest	8,5	8,5	9,2
Bassin parisien Est	7,2	7,2	7,7
Ouest	14,3	15,2	13,5
Sud-Ouest	11,7	11,8	10,9
Sud-Est	12,8	12,8	12,1
Méditerranée	12,2	12,0	12,6
Taille d'agglomération			
Commune rurale	24,9	25,8	23,2
< 20 000 habitants	17,4	18,3	16,8
20 000-99 999 habitants	13,0	12,6	12,4
100 000-199 999 habitants	5,7	5,8	4,8
200 000 habitants et plus	22,8	22,1	25,8
Agglomération parisienne	16,2	15,5	17,0
Niveau de diplôme			
Aucun diplôme	6,5	6,8	16,3
Inférieur au bac	35,8	37,6	38,6
Bac	20,5	20,4	19,1
Bac +2	12,9	12,2	11,1
Bac + 3 + 4	13,0	12,4	6,7
Bac + 5 et plus	11,3	10,6	8,2
Vit seul			
Non	82,3	83,3	83,5
Oui	17,7	16,7	16,5

* Exclusion dans l'échantillon mobile des individus équipés d'un numéro fixe géographique, conformément à la méthode appliquée lors du Baromètre santé 2010.

Bibliographie

Les sites mentionnés ont été visités le 20/11/2014.

- [1] 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, Collections Sciences Sup, 2006 : p. 60-63.
- [2] Roslow S., Roslow L. Unlisted phone subscribers are different. *Journal of Advertising Research*, 1972, vol. 12, n° 4 : p. 35-43.
- [3] Moberg P.E. Biases in unlisted phone numbers. *Journal of Advertising Research*, 1982, vol. 22, n° 4 : p. 51-55.
- [4] 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.
- [5] 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
- [6] Bigot R., Crouette P. *La Diffusion des technologies de l'information et de la communication dans la société française*. Paris : Arcep, Credoc, 2012 : 290 p.
- [7] Sautory O. L'accès des ménages à bas revenus aux technologies de l'information et de la communication (TIC). *Études et résultats*, 2007, n° 557 : 8 p.
- [8] Guilbert P., Baudier F., Gautier A., Goubert A., Arwidson P., Janvrin M.-P. *Baromètre santé 2000, volume 1 : méthode*. Vanves : CFES, 2001 : 204 p.
- [9] Beck F., Guilbert P., Gautier A. *Baromètre santé 2005, attitudes et comportements de santé*. Saint-Denis : Inpes, 2007 : 608 p.
- [10] 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
- [11] Beck F., Gautier A., Guignard R., Richard J.-B. Méthode d'enquête du Baromètre santé 2010. In : Beck F., Richard J.-B. *Les Comportements de santé des jeunes. Analyses du Baromètre santé 2010*. Saint-Denis : Inpes, 2013 : p. 27-55.
- [12] AAPOR. *New Considerations for Survey Researchers when Planning and Conducting RDD Telephone Surveys in the U.S. with Respondents Reached via Cell Phone Numbers*. Ville : éditeur, 2010 :136 p.
- [13] Phoenix SPI. *Recherche secondaire sur les téléphones cellulaires et les sondages téléphoniques*. 2012 : 45 p. <http://www.tpsgc-pwgsc.gc.ca/rop-por/documents/rstcst-srpts-fra.pdf> [Dernière consultation le 20/11/2014]
- [14] Boyle J., Lewis F., Tefft B. *Cell Phone Mainly Households : Coverage and Reach of Telephone Surveys Using RDD Landline Samples*. 2009. <http://surveypractice.wordpress.com/2009/12/09/cell-phone-and-landlines/> [Dernière consultation le 20/11/2014]
- [15] Christian L., Keeter S., Purcell K., Smith A. *Assessing the Cell Phone Challenge to Survey Research in 2010*. Chicago : coll. The Pew Research Center for the People & The Press, 2010 :17 p.
- [16] Pennay D. Profiling the «mobile phone only» population. Results from a dual-frame telephone survey using a landline and mobile phone sample frame. *ACSPRI Social Science Methodology Conference*, Sidney, Australia, 2010 : 18 p.
- [17] Frankel M.R., Battaglia M.-P., Link M., Mokdad A.H. *Integrating Cell Phone Numbers into Random Digit-Dialed (RDD) Landline Surveys*. Proceedings of the American Statistical Association Section on Survey Research Methods, 2007 : p. 3793-3800.
- [18] Brick J.M., Dipko S., Presser S., Tucker C., Yuan Y. Nonresponse bias in a dual frame sample of cell and landline numbers. *Public Opinion Quarterly*, 2006, vol. 70, n° 5 : p. 780-793.
- [19] Boyle J., Tefft B. *Segmented or Overlapping Dual Frame Samples in Telephone Surveys*. 2010. <http://www.surveypractice.org/index.php/SurveyPractice/article/view/149/html> [Dernière consultation le 20/11/2014]
- [20] Link M.W., Battaglia M.-P., Frankel M.R., Osborn L., Mokdad A.H. *Practicability of Including Cell Phone Numbers in Random Digit Dialed Surveys : Pilot Study Results from the Behavioral Risk Factor Surveillance System*. 2008 : 21 p. https://fcsmsites.usa.gov/files/2014/05/2007FCSM_Link-II-C.pdf [Dernière consultation le 20/11/2014]
- [21] Barr M., van Ritten J., Steel D., Thackway S. Inclusion of mobile phone numbers into an ongoing population health survey in New South Wales, Australia : design, methods, call outcomes, costs and sample representativeness. *BMC Medical Research Methodology*, 2012, vol. 12, n° 1 : p. 177. <http://www.biomedcentral.com/1471-2288/12/177>[Dernière consultation le 20/11/2014]
- [22] Livingston M., Dietze P., Ferris J., Pennay D., Hayes L., Lenton S. Surveying alcohol and other drug use through telephone sampling : a comparison of landline and mobile phone samples. *BMC Medical Research Methodology*, 2013, vol. 13 : p. 41.
- [23] McBride O., Morgan K., McGee H. Recruitment using mobile telephones in an Irish general population sexual health survey : challenges and practical solutions. *BMC Medical Research Methodology*, 2012, vol. 12, n° 1 : p. 45.
- [24] Callegaro M., Ayhan O., Gabler S., Haeder S., Villar A. *Combining Landline and Mobile Phone Samples : a Dual Frame Approach*. 2011 : 33 p. http://www.gesis.org/fileadmin/upload/forschung/publikationen/gesis_reihen/gesis_arbeitsberichte/

[WorkingPapers_2011_13.pdf](#) [Dernière consultation le 20/11/2014]

- [25] Lynn P., Kaminska O. The impact of mobile phones on survey measurement error. *Public Opinion Quarterly*, 2013, vol. 77, n° 2 : p. 586-605.
- [26] Battaglia M.-P., Eisenhower D., Immerwahr S., Konty K. *Dual Frame Weighting of RDD + Cell Phone Interviews At the Local Level*. 65th Annual Conference of the American Association of Public Opinion Research, Chicago, IL, 2010 : XX p.
- [27] Mecatti F. A single frame multiplicity estimator for multiple frame surveys. *Survey Methodology*, 2007, vol. 33, n° 2 : p. 151-157.
- [28] Buskirk T.D., Best J. Venn Diagrams, Probability 101 and Sampling Weights Computed for Dual Frame Telephone RDD Designs. *JSM (nom entier de la revue?)*, 2012 : p. 15.
- [29] Kennedy C. Evaluating the effects of screening for telephone service in dual frame RDD surveys. *Public Opinion Quarterly*, 2007, vol. 71, n° 5 : p. 750-771.
- [30] Brick J.M., Cervantes I.F., Lee S., Norman G. Nonsampling errors in dual frame telephone surveys. *Survey Methodology*, 2011, vol. 37, n° 1 : p. 1-12.
- [31] CDC. *Adding Households with Cell Phone Service to the National Immunization Survey (NIS), 2011*. 2011. <http://www.cdc.gov/vaccines/imz-managers/coverage/nis/child/dual-frame-sampling.html> [Dernière consultation le 20/11/2014]
- [32] CDC. *Methodologic Changes in the Behavioral Risk Factor Surveillance System in 2011 and Potential Effects on Prevalence Estimates*. Ville : éditeur, 2012 : p. 410-413.
- [33] Lee S., Brick J.M., Brown E.R., Grant D. Growing cell-phone population and noncoverage bias in traditional random digit dial telephone health surveys. *Health Services Research*, 2010, vol. 45, n° 4 : p. 1121-1139.
- [34] Link M., Battaglia M.-P., Frankel M., Osborn L., Mokdad A.H. Reaching the US Cell Phone Generation. *Public Opinion Quarterly*, 2007, vol. 71, n° 5 : p. 814-839.
- [35] Jackson A.C., Pennay D., Dowling N.A., Coles-Janess B., Christensen D.R. Improving Gambling Survey Research Using Dual-Frame Sampling of Landline and Mobile Phone Numbers. *J Gambli Stud (nom de la revue?)*, 2013, numéro?, pagination, ?
- [36] Beltzer N., Saboni L., Sauvage C., Sommen C. *Connaissances, attitudes, croyances et comportements face au VIH/sida dans la population générale adulte en Ile-de-France en 2010*. 2011 : 156 p. http://www.anrs.fr/content/download/3953/21176/file/rapport_KABP_2011.pdf [Dernière consultation le 20/11/2014]
- [37] Sommen C., Beltzer N. *Évolution dans les enquêtes par téléphone : plan de sondage issu de lignes fixes et mobiles et conséquences sur le calcul des poids de sondage*. Journées de méthodologie statistique (Insee), 25 janvier 2012 : p. 12.
- [38] Kish L. A procedure for objective respondent selection within the household. *Journal of the American Statistical Association*, 1949, vol. 44 : p. 380-387.
- [39] Firdion J.-M. Effet du rang d'appel et de la présence du conjoint dans une enquête par téléphone. *Population*, 1993 : p. 1281-1314.
- [39] 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 : p. 987-1010.
- [40] Beck F., Richard J.-B. *Les Comportements de santé des jeunes. Analyses du Baromètre santé 2010*. Saint-Denis : Inpes, 2013 : 337 p.
- [41] Curtin R., Presser S., Singer E. Changes in telephone survey nonresponse over the past quarter century. *Public Opinion Quarterly*, 2005, vol. 69, n° 1 : p. 87-98.
- [42] Brick J.M., Montaquila J., Scheuren F. Estimating residency rates for undetermined telephone numbers. *Public Opinion Quarterly*, 2002, vol. 66, n° 1 : p. 18-39.
- [43] Dupont F. Calage et redressement de la non-réponse totale. *Insee-Méthodes*, 1996, n° 1 : p. 56-58.

Modèle de la lettre annonce



Civilité Prénom Nom

Adresse

Saint Denis, le 25 novembre 2013

Madame, Mademoiselle, Monsieur,

L'Institut National de Prévention et d'Éducation pour la Santé, établissement public placé auprès du ministère de la Santé, mène depuis 1992 des enquêtes périodiques auprès d'adultes et de jeunes, appelées « Baromètre Santé ».

Cette année, la septième édition de cette enquête sera réalisée par téléphone auprès de 15 000 personnes âgées de 15 à 75 ans. Cette importante étude, confiée à l'institut de sondages IPSOS, permettra de mieux connaître les opinions et les comportements en matière de santé des Français et d'orienter ainsi les politiques de prévention et d'information de la population.

Votre numéro de téléphone a été tiré au sort. Un enquêteur IPSOS vous contactera pour un entretien téléphonique d'une durée de 25 à 30 minutes environ au cours des prochains jours et choisira au hasard une personne dans votre foyer afin qu'elle réponde à notre questionnaire. Toutes les réponses que vous donnerez resteront strictement confidentielles et seront analysées uniquement à des fins statistiques. Nous garantissons une confidentialité maximale conformément à la loi Informatique et Liberté.

Nous avons mis en place une Hotline afin de pouvoir répondre à vos questions si besoin. Elle est accessible par téléphone au 01 71 25 05 27, du lundi au vendredi, de 9H à 17H, et également par mail enquete2014.inpes@ipsos.com. Vous pouvez également consulter le site de l'INPES à l'adresse <http://www.inpes.sante.fr/30000/actus2013/045-barometre-sante-2013-2014.asp> pour plus d'informations.

Nous vous remercions par avance de bien vouloir nous aider dans cette opération d'intérêt général et de faire le meilleur accueil à l'enquêteur d'IPSOS. Vos réponses seront très précieuses pour la recherche et la prévention. Les résultats de cette étude seront rendus publics.

Nous vous prions de bien vouloir agréer, Madame, Mademoiselle, Monsieur, l'expression de notre considération distinguée.



Dr Pierre Arwidson

Directeur des Affaires Scientifiques

Bilan d'exploitation du Baromètre santé 2014 au format AAPOR

	Landline sample		Mobile sample	
	Freq.	%	Freq.	%
Total sample with final disposition	167 717	100,0 %	47 820	100,0 %
1.0 Interview	7 577	4,5 %	8 058	16,9 %
1.1 Complete interview (C)				
SR completes recruitment script, with no skips	7 577		8 058	
1.2 Partial interview (P)	–		–	
2.0 Eligible (but not-interviewed) (Elig_NI)	1 644	1,0 %	1 498	3,1 %
2.10 Refusal & break-off (R)				
SR refuses at consent	1 193		1 182	
SR completes screened, but hangs up before end of interview (BO)	29		52	
2.20 Non-contact (NC)				
SR respondent makes appointment	89		24	
2.30 Other (O)				
SR has language problem	134		112	
SR is incompetent	199		128	
3.0 Unknown eligibility (not-interviewed)	10 623	6,3 %	13 919	29,1 %
3.10 Unknown if housing unit (UH)				
Rings only	4 996		5 293	
3.20 Housing unit, but no screener completed (NS)				
IR refuses to give household composition	3 004		3 098	
IR hangs up in intro	1 991		4 681	
IR has language problem/IR is incompetent	632		847	
4.0 Not Eligible	147 873	88,2 %	24 345	50,9 %
Number not in service/fax/modem	133 791		21 843	
Non residential (Nres)	11 266		1 001	
Nobody aged 15-75 years/not resident in France / not principal residence (NR)	2 816		1 501	
ELIGIBILITY RATE (OVERALL)				
e1 = (C + R)/(C + R + NR)		75,8 %		86,1 %
ESTIMATED PROPORTION OF HOUSEHOLD PHONE NUMBERS				
e3 = 1 - (Nres)/(C + Elig_NI + UH + NS + NR + Nres)		66,8 %		96,1 %
e3b : all non residential are screened		100,0 %		100,0 %
Cooperation rate (AAPOR COOP4)				
COOP4 = C/(C + R)		86,1 %		86,7 %
Response rate (AAPOR RR4)				
RR4 = C/(C + Elig_NI + e1 x (NS + e3 x UH))		47,3%		37,7%
RR4b = C/(C + Elig_NI + e1 x (NS + e3b x UH))		43,9%		37,4%

SR = Selected respondent ; IR = Initial respondent (before selection).

Direction de la collection: François Bourdillon

Conception graphique originale: Parimage

Maquette et réalisation: Philippe Ferrero 75 rue de Lourmel - 75015 Paris - philippeferrero.tel
Dépôt légal janvier 2015

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

Pour nous citer: Richard J.-B., Gautier A., Guignard R., Léon C., Beck F. *Méthode d'enquête
du Baromètre santé 2014*. Saint-Denis : Inpes, coll. Baromètres santé, 2015 : 20 p.



Institut national de prévention et d'éducation pour la santé
42, boulevard de la Libération
93203 Saint-Denis CEDEX - France