

# LE RECOURS AU TÉLÉPHONE DANS LES ENQUÊTES EN POPULATION GÉNÉRALE DANS LE DOMAINE DES DROGUES

*François BECK<sup>(\*,\*\*)</sup>, Stéphane LEGLEYE<sup>(\*)</sup>,  
Patrick PERETTI-WATEL<sup>(\*,\*\*\*)</sup>*

*(\*) Observatoire Français des Drogues et Toxicomanies (OFDT)  
(\*\*) Centre de Recherche Psychotropes Santé Mentale Société (CNRS - CESAMES)  
(\*\*\*) Observatoire Régional de la Santé PACA, INSERM U379*

## Introduction

Introduit en France en 1992 lors de l'enquête sur l'Analyse du Comportement Sexuel des Français (ACSF) [1, 2], le recours au téléphone pour interroger un échantillon représentatif de la population adulte sur un sujet sensible est rapidement devenu le mode de recueil privilégié par les instituts du champ de la santé publique<sup>1</sup>. Le Comité Français d'Education pour la Santé (CFES) et la Caisse Nationale de l'Assurance Maladie des Travailleurs Salariés (CNAMTS) ont rapidement adopté cette technique de recueil pour les Baromètres santé, qui ont eu lieu régulièrement tout au long des années 90 [6, 7]. Ils ont ensuite été suivis par d'autres organismes de recherche désireux à leur tour d'éviter les problèmes posés par les enquêtes en face à face (coût, durée du terrain, digicodes, contrôle du terrain plus difficile, absence de base de sondage...) et conscients des limites des enquêtes par voie postale (taux de réponse très faibles en France, difficulté à surmonter les problèmes de lecture et d'écriture...). Ces différents organismes se sont ensuite associés afin de mener une réflexion sur les moyens permettant de surmonter les problèmes posés par l'absence des ménages inscrits sur liste rouge dans la base de sondage, et plus largement sur les questions méthodologiques posées par les enquêtes téléphoniques [8].

Ainsi, les grandes enquêtes téléphoniques menées à la fin des années 90 ont interrogé un échantillon comprenant des individus issus de ménages inscrits sur liste rouge : c'est le cas du Baromètre Santé [9], de l'Enquête sur les Violences Envers les Femmes en France (ENVEFF) [10], de l'enquête COCON [11], et de l'enquête sur les connaissances, attitudes et perceptions des Franciliens à l'égard du tabac [12]. D'autres mesures visant à améliorer la qualité de ces enquêtes ont été prises, telles que l'augmentation du nombre d'appels avant d'abandonner un numéro (12 tentatives en général). Les données du Baromètre santé 2000 permettent de mettre en évidence quelques spécificités socio-

---

<sup>1</sup> Ce mode est également abondamment utilisé à l'étranger, et ce depuis les années 80 [3, 4, 5].

démographiques des individus issus de ménages inscrits sur liste rouge, ainsi que celles des enquêtés s'étant avérés difficile à joindre, notamment dans leur rapport aux substances psychoactives, afin d'évaluer l'importance de leur prise en compte pour mesurer les niveaux d'usages au sein de la population générale.

En outre, actuellement, la seule interrogation des téléphones filaires ne suffit plus à assurer *a priori* la représentativité des échantillons interrogés. En effet, le taux d'équipement des foyers en téléphonie filaire est en baisse depuis quelques années : il est passé de 95,8 % en 1997 à 86,8 % en 2001 [13]. Cette baisse est toujours en cours puisqu'en 2002 le taux atteint 85,5 % [14]. Parallèlement, le développement de la téléphonie mobile, avec plus de 60% de foyers équipés en 2002, a profondément bouleversé le paysage, d'autant que la proportion d'individus équipés d'un téléphone portable mais ne possédant plus de ligne fixe a beaucoup augmenté, au point que seul 1,1 % des ménages français n'est plus joignable par téléphone à la fin de l'année 2001. En 1998, à peine un tiers des foyers sans téléphone fixe était équipé d'un téléphone mobile, alors que c'est désormais le cas de plus de 90 % d'entre eux [13].

S'ils ne représentent encore qu'une proportion relativement faible de la population, les détenteurs exclusifs de téléphones mobiles possèdent des caractéristiques particulières, ce qui pourrait mettre en péril la représentativité d'une enquête téléphonique filaire classique [15]. Ce probable biais tend à s'aggraver (au vu de l'augmentation constante de la proportion des possesseurs exclusifs de portables), il est mal évalué (de part la rareté et la faible qualité des informations disponibles sur ces personnes) et enfin il reste difficile à corriger (étant donné l'absence, à l'heure actuelle, d'un annuaire des possesseurs de téléphone portables). C'est surtout l'existence d'une base de sondage permettant d'interroger cette population dans de bonnes conditions qui fait défaut aux concepteurs d'enquêtes. Dans l'enquête Enquête sur les Représentations, Opinions et Perceptions sur les Psychotropes (EROPP 2002) de l'Observatoire Français des Drogues et Toxicomanies (OFDT), la constitution d'un sous-échantillon de possesseurs exclusifs de portables (n=201) a permis d'obtenir une description sommaire de ces derniers, de mesurer les différences entre leurs réponses et celles des abonnés sur ligne fixe et donc de quantifier l'impact de leur prise en compte éventuelle [16].

L'objectif principal de cet article est de fournir une description des personnes qui échappent classiquement aux enquêtes téléphoniques : personnes inscrites sur liste rouge, personnes difficiles à joindre et enfin personnes ne possédant qu'un téléphone mobile. L'objectif secondaire est de quantifier l'impact de leur prise en compte sur les estimations issues des enquêtes portant sur les usages de substances psychoactives.

## 1. Matériel

### 1.1. Le Baromètre santé 2000

Le Baromètre Santé 2000 est une enquête en population générale multi-thématique centrée sur la santé, coordonnée par le Comité Français d'Education pour la Santé (CFES)<sup>2</sup>. Les entretiens ont été réalisés entre octobre et décembre 1999 avec le système CATI (Collecte Assistée par Téléphone et Informatique) qui facilite notamment la gestion des contraintes liées à l'anonymat.

L'échantillon a été obtenu selon un sondage aléatoire à deux degrés. Il a fallu dans un premier temps sélectionner au hasard des numéros dans la liste des abonnés au téléphone hors liste rouge. Dans un deuxième temps, afin de joindre également des abonnés inscrits sur la liste rouge, ces numéros ont été éliminés et remplacés par de nouveaux numéros déclinés des premiers par une modification du dernier chiffre (en ajoutant une valeur numérique constante – 1 en l'occurrence – à ce dernier chiffre), constituant ainsi une sélection aléatoire de numéros de téléphone contenant une proportion inconnue d'abonnés en listes rouge. Grâce à l'annuaire inversé, il était dès lors possible d'identifier l'adresse

---

<sup>2</sup> Avec la collaboration et le financement de : la CNAMTS, la DGS, la DRESS, l'OFDT, la FNMF, le HCSP et la MILDT.

correspondant à une partie de ces numéros, afin d'envoyer une lettre annonce sur l'enquête. Les numéros n'apparaissant pas dans l'annuaire inversé correspondaient à des numéros en liste rouge, commerciaux ou non attribués<sup>3</sup>. A l'issue de cette procédure, l'ensemble des numéros ainsi sélectionnés ont été composés par un logiciel, sans être visualisés par les enquêteurs. Ces numéros ont été déconnectés physiquement de la base contenant le questionnaire, puis détruits. Les questionnaires administrés ne recueillent donc pas de données directement ou indirectement nominatives.

Avant les appels, une lettre-annonce à en-tête du CFES a été envoyée à tous les ménages (à l'exception de ceux sur liste rouge qui se la voyaient proposer *a posteriori*), mettant l'accent sur l'importance de l'étude afin de minorer les refus de répondre. Pour être éligible, un ménage devait comporter au moins une personne âgée de 12 à 75 ans, parlant le français et résidant au numéro appelé. Une fois un numéro composé, l'enquêteur attendait jusqu'à huit sonneries avant de raccrocher, et le cas échéant le numéro était recomposé automatiquement 30 ou 90 minutes plus tard : jusqu'à douze tentatives de rappel étaient effectuées, à des heures et des jours différents si nécessaire. Ensuite, à l'intérieur de chaque foyer, l'individu éligible a été sélectionné par la méthode du plus proche anniversaire (sélection de l'individu dont l'anniversaire est le prochain à venir).

Avant de procéder à l'interrogation, l'accord de participation des jeunes de moins de 15 ans a été demandé aux parents. Si l'individu n'était pas 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 (pas de remplacement au sein du ménage). L'anonymat et le respect de la confidentialité étaient garantis par une procédure d'effacement du numéro de téléphone appelé ayant reçu l'aval de la Commission Nationale Informatique et Liberté (CNIL). Conformément à ses recommandations, les thèmes les plus sensibles (consommations de substances psychoactives illicites, relations sexuelles, etc.) n'étaient pas abordés avec les moins de 15 ans.

Les données ont été pondérées par la probabilité de tirage au sein du ménage (soit l'inverse de la taille du ménage, pour compenser le fait qu'un individu d'un ménage de grande taille a moins de chances d'être tiré au sort) et calées sur les données du dernier Recensement de la population (Guilbert *et al.*, 2001). L'échantillon final comprend 13 685 personnes de 12 à 75 ans. Les taux de refus ont été les suivants : 25,1 % pour les ménages, 6,6 % pour les individus ; enfin, 1,9 % des individus ont abandonné en cours d'entretien. Il convient de noter que pour les individus dont le numéro est inscrit sur la liste rouge, les taux de refus se sont avérés plus importants : 35,5 % pour les ménages, 9,3 % pour les individus, 2,4 % d'entre eux ayant abandonné.

## **1.2. L'Enquête sur les Représentations, Opinions et Perceptions sur les Psychotropes (EROPP 2002)**

### **1.2.1. Présentation de l'enquête « fixe »**

Cette enquête mise au point par l'OFDT a été menée par téléphone (système CATI) par l'institut de sondage SOFRES. Elle repose sur un échantillon par quotas<sup>4</sup> de 2009 personnes âgées de 15 à 75 ans, représentatives de la population française métropolitaine. Cette représentativité a été assurée par un redressement consistant en un calage sur le Recensement de la population de 1999, actualisé par l'enquête emploi de l'INSEE de 2000. Le questionnaire durait en moyenne 23 minutes.

L'objectif de cette enquête transversale répétée est de mettre au jour les jugements de valeur que les individus construisent autour des questions touchant à l'usage des drogues et à la toxicomanie. Elle permet de suivre les opinions sur la politique publique et les mesures à prendre au regard des

---

<sup>3</sup> Cette technique s'est imposée à cause de l'absence d'information sur le taux d'attribution de numéros au sein des différents préfixes, dans la mesure où elle permet d'augmenter la probabilité d'être dans des "zones" de numéros attribués.

<sup>4</sup> Les critères retenus pour les quotas sont le sexe, l'âge, la profession de la personne de référence du ménage, la région et la catégorie d'agglomération.

perceptions sur les produits et sur les risques. Les principaux thèmes traités sont les perceptions de la dangerosité des substances psychoactives et les craintes qu'elles suscitent, ainsi que le jugement porté sur des mesures de politique publique effectives ou envisageables. EROPP 2002 constitue le second exercice de l'enquête EROPP (le premier ayant eu lieu en 1999) et permet donc de dresser les premières évolutions des croyances et opinions des Français en matière de drogues, décrivant les diversités de ces perceptions et rendant compte de certains impacts de la politique menée en la matière.

## 1.2.2. Présentation de l'enquête « portables exclusifs »

Un projet d'ordonnance laisse aux différents opérateurs jusqu'au 31 décembre 2002 pour finaliser la réalisation de l'annuaire universel des portables. Celui-ci n'étant pas opérationnel à la fin de l'année 2001, il n'a pas été possible d'utiliser un tel outil comme base de sondage<sup>5</sup>. Il a donc été décidé de procéder à une génération aléatoire de numéros de portable, avec une stratification par opérateur selon les données de l'Autorité de régulation des télécommunications (ART), afin de respecter la répartition réelle des parts de marché de chacun de ces opérateurs<sup>6</sup>. Les éventuels doublons ont ensuite été supprimés. Un échantillon de 201 possesseurs de portables n'ayant pas de ligne fixe a ainsi été interrogé.

Une question filtre permettait, dès le début de l'entretien, de mettre hors cible les individus possédant également une ligne fixe. S'il s'agissait d'un portable professionnel mais que l'individu ne possédait pas de ligne fixe, ou s'il possédait une ligne fixe uniquement utilisée pour une connexion modem, il était retenu dans l'échantillon. Un même numéro était abandonné au bout de six tentatives de rappel infructueuses. Lorsque les enquêteurs se trouvaient en présence d'une messagerie vocale, ils avaient pour consigne de ne pas laisser de message. Les jeunes 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, dans l'échantillon auprès des lignes fixes.

Dans la mesure où les personnes jointes sur leur portable sont généralement moins disponibles (elles peuvent se trouver dans un train, dans un supermarché, dans un bar, en réunion...), ces enquêtés ont répondu à une version abrégée du questionnaire. Une équipe composée de six enquêteurs et d'un superviseur a été mobilisée pour cette enquête. Afin de limiter les coûts et suivant l'expérience des chargés d'étude de la SOFRES, le questionnaire a été réduit à une durée de quinze minutes. Parmi les autres problèmes spécifiques, signalons la mauvaise qualité sonore des communications vers les mobiles (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), la faible autonomie des batteries, le risque d'interruption de la communication en cas de mobilité, ou encore la perte de l'information sur le lieu de résidence<sup>7</sup>.

Plusieurs stratégies ont été envisagées pour intégrer à l'enquête menée sur les lignes fixes l'apport de connaissances résultant de l'investigation sur les individus possédant pour seul téléphone un appareil portable. Il aurait ainsi été possible de réinsérer ces individus dans l'échantillon de l'enquête principale en pondérant les données en fonction du poids réel de la population des détenteurs exclusifs de téléphone portable. La méthode retenue *in fine* est moins sophistiquée et plus descriptive puisque les résultats de l'enquête sur mobiles ont été analysés séparément de ceux de l'enquête fixe. L'idée est de décrire la population qui échappe à l'enquête fixe plutôt que de construire un échantillon global en agrégeant les deux sources.

---

<sup>5</sup> Sinon, il aurait été possible de récupérer trois échantillons des numéros mobiles auprès des trois opérateurs, à partir desquels il suffisait d'inverser l'annuaire des filaires pour repérer ceux de l'échantillon mobile n'étant pas dans l'annuaire filaire (avec toutefois le risque qu'ils soient en fait en liste rouge, risque contrôlable lors de l'entretien).

<sup>6</sup> Itineris représentait environ 45 % des numéros alloués, SFR 34 % et Bouygues 21 %.

<sup>7</sup> La couverture du territoire par les téléphones mobiles est à l'heure actuelle de l'ordre de 80 %, mais selon les opérateurs, environ 99 % de la population française est couverte puisque les zones non équipées sont généralement très peu denses.

## 2. Les caractéristiques des individus issus de ménages inscrits en liste rouge

### 2.1. Caractéristiques sociodémographiques

La procédure d'appel utilisée dans le Baromètre santé 2000 permet une estimation de la proportion des abonnés au téléphone filaire inscrits sur liste rouge, qui s'élèverait à 16,4 % parmi les 12-75 ans, à la fin de l'année 1999. Cette population des individus issus de ménages inscrits sur liste rouge se révèle plutôt féminine (52,8 % vs 50,3 %,  $p < 0,05$ ) mais surtout nettement plus jeune, plus des deux tiers (69,3 %) des individus ayant moins de 45 ans, contre 53,5 % dans le reste de l'échantillon. Etre inscrit sur liste rouge est également lié à une situation géographique (60,0 % des individus issus d'un ménage inscrit sur liste rouge habitent une agglomération de plus de 100 000 habitants contre seulement 42,0 % de ceux sur liste blanche,  $p < 0,001$ ) et socioéconomique particulière : ces individus sont aussi plus diplômés (47,2 % d'entre eux ont au moins le bac contre 37,4 % parmi les listes blanches,  $p < 0,001$ ) et sur-représentés dans les hauts revenus. Ces observations rejoignent celles déjà relevées au cours des années 90 [17, 18].

### 2.2. Niveaux d'usage de substances psychoactives

Parmi les 15-75 ans, l'usage de cannabis au cours de la vie est beaucoup plus fréquent chez les individus issus d'un ménage inscrit sur liste rouge (26,0 %) ou orange<sup>8</sup> (25,6 %) que parmi ceux inscrits sur liste blanche (18,8 %). Les autres substances psychoactives illicites ont des prévalences trop faibles pour qu'un écart significatif puisse être relevé. En ce qui concerne l'usage récent (au cours de l'année) de cannabis, il est également plus courant chez les individus inscrits sur liste rouge (10,1 % vs 6,9 %,  $p < 0,001$ ).

Après contrôle des effets de l'âge et du sexe, le fait d'être sur liste rouge reste associé à l'usage de cannabis au cours de la vie. Toutefois, dès que sont contrôlés les effets du niveau de diplôme et du type d'agglomération de résidence, la relation observée auparavant entre expérimentation du cannabis et inscription sur liste rouge disparaît entièrement. Il n'y aurait donc pas, pour cette expérimentation, un « effet liste rouge » résiduel une fois contrôlé le profil socio-démographique.

La perception du danger lié à la consommation du cannabis est également différente (58,6 % des personnes en liste rouge pensent qu'il est dangereux dès qu'on essaye contre 62,4 % chez celles de la liste blanche,  $p = 0,001$ ). Toutefois, une fois tenu compte de l'âge, du sexe et de l'usage de cannabis au cours de la vie, l'effet liste rouge disparaît encore une fois complètement (OR = 0,99 [0,90 ; 1,11]). De même, la relative tolérance affichée par les personnes en liste rouge à l'égard de la consommation de cannabis (24,6 % sont favorables à son autorisation contre 21,0 %,  $p < 0,001$ ) disparaît elle aussi après contrôle des effets de structure (OR = 0,87 [0,73 ; 1,04]).

Les résultats sont similaires pour le tabac : la prévalence de l'usage quotidien de tabac est également plus élevée parmi les personnes dont le ménage est inscrit en liste rouge, 35,7 % contre 28,3 %,  $p < 0,001$ . Cet « effet liste rouge » persiste si l'on contrôle l'âge et le sexe (OR = 1,19 [1,08 ; 1,32]), et, contrairement au cas du cannabis, si l'on contrôle en plus la taille de l'agglomération de résidence et le niveau de diplôme (OR = 1,18 [1,07 ; 1,31])<sup>9</sup>. Le même résultat avait été obtenu dans une étude menée au début des années 90 à Chicago [19].

<sup>8</sup> Ces derniers, qui correspondent à des individus sur liste blanche mais ne souhaitant pas voir leur numéro diffusé à des fins commerciales, sont inclus dans les extraits d'annuaire achetés à France Télécom. Ils représentent 1,9 % de l'ensemble des numéros et sont ici inclus dans l'ensemble « liste blanche ».

<sup>9</sup> La dépendance au tabac, mesurée par le mini-test de Fagerström (fumer au moins 20 cigarettes par jour ou fumer sa première cigarette dans la demi-heure qui suit le réveil), est également plus fréquente parmi les personnes inscrites en liste rouge (17,9 % contre 12,5 %,  $p < 0,001$ ), cette différence persistant après contrôle de l'âge, du sexe, de la taille de l'agglomération de résidence ainsi que du niveau de diplôme (cf. tableau A en annexe).

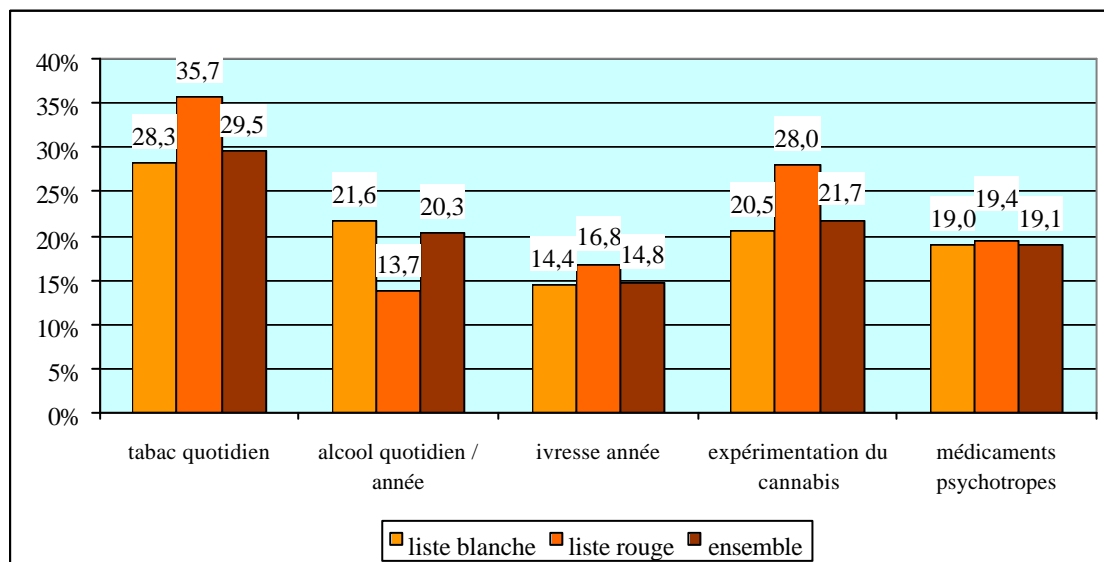
Pour l'alcool, on observe deux phénomènes différents. D'abord, la consommation quotidienne au cours de l'année est plus rare parmi les personnes inscrites en liste rouge (13,7 % contre 21,6 %,  $p < 0,001$ ), et cet effet persiste si l'on contrôle l'âge et le sexe ( $OR = 0,86 [0,74 ; 0,99]$ ). Ensuite, la prévalence de l'ivresse au cours de l'année est légèrement plus élevée (16,8 % contre 14,4 %,  $p < 0,01$ ), mais cet effet disparaît dès que l'on contrôle l'âge et le sexe. Enfin, la consommation de médicaments psychotropes au cours des douze derniers mois, qui apparaît au même niveau parmi les personnes inscrites en liste rouge se révèle en fait, après contrôle des effets de structure et notamment de l'âge, supérieure à celle des individus de la liste blanche ( $OR=1,15 [1,01 ; 1,30]$ ).

Les différences de prévalence d'usage des substances psychoactives mesurées entre les populations des abonnés sur liste rouge et celle des abonnés classiques inscrits sur la liste blanche dépendent des substances considérées. Elles peuvent être très significatives, mais disparaissent généralement lorsqu'on contrôle certaines variables socio-démographiques. Bien sûr, ce n'est pas le fait d'être inscrit sur liste rouge qui détermine en soi des consommations de produits plus ou moins élevées. En revanche, ces consommations dépendent des caractéristiques socio-démographiques et du style de vie des enquêtés, qui eux-mêmes déterminent l'inscription sur liste rouge. Or s'ils sont étroitement liés, le mode de vie conserve tout de même une part d'autonomie relativement à ces caractéristiques, qui seules peuvent faire l'objet d'un redressement. Dès lors, lorsqu'un écart persiste entre liste blanche et liste rouge une fois pris en compte les caractéristiques socio-démographiques, on peut y voir la conséquence d'un « effet style de vie » résiduel.

### 2.3. Influence de l'interrogation des abonnés sur liste rouge

Ces différences, parce qu'elles n'affectent qu'un sixième de l'échantillon, demeurent relativement marginales dans la mesure où elles font varier les niveaux d'usage des indicateurs de base des principales substances d'à peine plus d'un point pour la population globale : c'est ce que montre le graphique 1.

**Graphique 1 : niveaux des indicateurs de base des usages des principaux produits psychoactifs, avec ou sans prise en compte de la liste rouge**



Source : Baromètre santé 2000, CFES, exploitation OFDT

L'intérêt d'interroger cette population est donc plutôt d'apporter de l'information sur des individus qui échappaient auparavant aux enquêtes téléphoniques. Toutefois, leur présence peut se révéler assez déterminante dans certains thèmes de recherche, comme par exemple l'étude de la consommation de tabac.

### 3. Les individus difficiles à joindre : une prime à l'insistance ?

Avant d'abandonner un numéro, les enquêteurs de BVA travaillant sur le Baromètre Santé devaient effectuer 12 tentatives à des heures différentes. Le nombre d'appels nécessaires à la réalisation de l'interview a été enregistré à chaque fois : il représente d'une certaine façon le degré de difficulté à joindre les enquêtés. Cette plus ou moins grande disponibilité des personnes est liée à leur mode de vie ; ainsi, il est raisonnable de penser que les moins disponibles présentent quelques spécificités socio-démographiques associées à des sorties plus fréquentes du domicile et à une sociabilité plus prononcée, susceptibles de se traduire par des usages de produits psychoactifs différents de ceux de la majorité des enquêtés. Lors de l'ACSF, Firdion [20] avait montré avec précision que les caractéristiques des enquêtés joints tardivement, en termes de pratiques sexuelles, justifiaient de persévérer jusqu'à 12 appels. Il s'agit là plus modestement de voir si ces conclusions s'appliquent également sur les questions relatives à l'usage de substances psychoactives.

#### 3.1. caractéristiques sociodémographiques

**Tableau 1 : Répartition de la population en fonction du nombre d'appels nécessaires à l'entretien**

appels	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
% de la population	24,0	21,7	15,1	10,3	7,4	5,4	4,6	3,7	2,7	2,2	1,6	1,2

Source : Baromètre santé 2000, CFES, exploitation OFDT

Plus de la moitié des entretiens ont nécessité 3 appels ou moins, un cinquième au moins 6 appels, et il a fallu 8 tentatives au moins pour interviewer les 11,5 % des individus les moins disponibles. Ces derniers sont un peu plus souvent que les autres des hommes (53,1 % contre 48,8 %,  $p < 0,001$ ), et sont également plus jeunes (39,6 ans en moyenne, contre 42,6,  $p < 0,001$ ). En outre, ils résident plus souvent en région parisienne (22,1 % contre 14,9 %,  $p < 0,001$ ), sont plus souvent cadres ou professions libérales (12,3 % contre 9,3,  $p < 0,001$ ) ou diplômés de niveau au moins Bac + 2 (27,1 % contre 23,5 %,  $p < 0,001$ ).

#### 3.2. Liens entre disponibilité et usages de produits psychoactifs

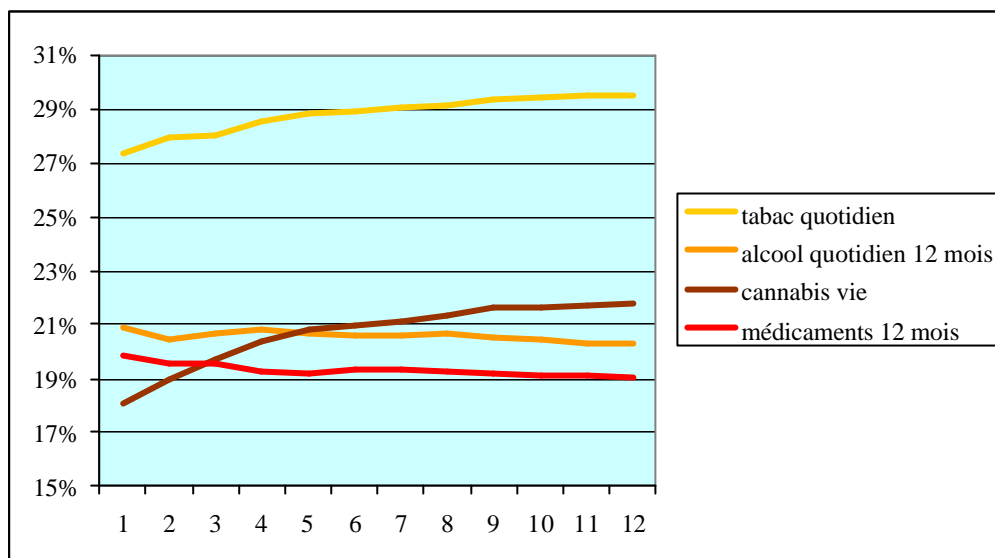
Il existe donc une certaine spécificité des personnes les plus difficiles à joindre. Celle-ci est associée à des comportements d'usages différents suivant les produits. Ainsi, le fait d'être difficile à joindre par téléphone est associé à une consommation quotidienne de tabac légèrement plus élevée (32,5 % contre 29,5 %,  $p < 0,001$ ), comme à des prévalences plus élevées pour l'ivresse au cours de l'année (17,0 % contre 14,5 %,  $p < 0,001$ ), ou l'expérimentation du cannabis (26,4 % contre 21,1 %,  $p < 0,001$ ). En revanche, la consommation quotidienne d'alcool et la consommation de médicaments psychotropes au cours de l'année sont légèrement plus rares parmi cette population (resp. 18,0 % contre 20,6 %,  $p < 0,05$  ; 16,9 % contre 19,3 %,  $p < 0,05$ ). Ces associations sont relativement peu importantes et disparaissent lorsqu'on contrôle l'âge, le sexe, la taille de l'agglomération de résidence et le niveau de diplôme (cf. tableau B en annexe).

#### 3.3. Influence du nombre d'appels sur la mesure des prévalences

L'importance de la prise en compte des personnes les plus difficiles à joindre dans les enquêtes téléphoniques varie suivant le thème envisagé. Ainsi, le graphique 2 montre que l'augmentation du nombre d'appels tend à faire croître la prévalence de l'expérimentation du cannabis ou la consommation quotidienne de tabac, mais n'a que peu d'incidence sur les prévalences de

consommation quotidienne d'alcool ou la consommation de médicaments psychotropes au cours de l'année.

**Graphique 2 : Prévalence des usages de tabac, d'alcool, de cannabis et de médicaments psychotropes en fonction du nombre d'appels (% cumulé)**



Lecture : à chaque nombre d'appels  $n$  en abscisse correspond en ordonnée la prévalence d'usage mesurée pour toutes les interviews réalisées à l'aide d'au plus  $n$  appels.

Source : Baromètre santé 2000, CFES, exploitation OFDT

Augmenter le nombre de rappels a certes un coût, et ralentit le processus de collecte, mais ces inconvénients restent minimes, notamment grâce au CATI. La prise en compte de l'interrogation des personnes difficiles à joindre a des conséquences relativement modestes sur l'estimation des niveaux d'usage, mais il semble toutefois nécessaire, au vu des courbes du graphique 2, de préconiser un minimum de six appels dans les enquêtes par téléphone. Les caractéristiques socio-démographiques des personnes divergent de plus en plus de la moyenne à mesure qu'elles ont dû faire l'objet d'un plus grand nombre de tentatives infructueuses d'appels. Ainsi, la taille de l'agglomération de résidence, la proportion de cadres ou le niveau de diplôme s'élèvent avec le nombre de rappels nécessaires à l'interview : augmenter le nombre de rappels peut se révéler utile pour toucher des personnes d'un profil particulier. Dans un plan de sondage probabiliste, cela peut même constituer une stratégie permettant de diminuer l'importance du redressement.

## 4. Les possesseurs exclusifs de portables

### 4.1. Caractéristiques socio-démographiques

Dans l'enquête EROPP 2002, l'échantillon « portables » se distingue d'abord par un profil sociodémographique très spécifique. En effet, relativement à l'échantillon de l'enquête principale, les personnes interrogées sur leur portable (et dont le foyer ne disposait donc pas d'une ligne fixe) sont un peu plus souvent des hommes (54 % contre 49 %), mais sont surtout beaucoup plus jeunes (78 % ont moins de 35 ans contre 36 % dans l'échantillon « fixes »), avec un âge moyen de 29 ans (contre 42 ans). Les enquêtés de l'échantillon « portables » s'avèrent également plus diplômés : seuls 18 % sont sans diplôme, ont le certificat d'études ou le brevet des collèges, contre 29 % dans l'échantillon « fixes ».



**Tableau 2 : Profil sociodémographique des échantillons « fixes » et « portables »\***

	lignes fixes : n = 2009	portables : n = 201
Répartition hommes/femmes	49 % / 51 %	54 % / 46 %
Structure par âge :		
15-24 ans	17 %	44 %
25-34 ans	19 %	34 %
35-49 ans	29 %	16 %
50-64 ans	22 %	5 %
65-75 ans	13 %	1 %
<i>âge moyen</i>	<i>42 ans</i>	<i>29 ans</i>
Diplôme le plus élevé obtenu :		
sans diplôme, certificat d'études, brevet des collèges	29 %	18 %
CAP, BEP	25 %	29 %
Bac	18 %	24 %
Enseignement supérieur	26 %	27 %

\* : Pour l'échantillon « fixes », les données sont calées sur l'enquête emploi de l'INSEE de 2000. Pour l'échantillon « portables », les données sont brutes (non redressées).

Source : EROPP 2002, OFDT

Avant de pouvoir comparer les réponses de ces deux échantillons, il importe donc de les rendre comparables. Étant donné que l'échantillon « portables » est de petite taille, et que les 50-75 ans y sont très peu nombreux, la comparaison se limitera à la tranche d'âge 15-49 ans, afin de limiter l'ampleur des distorsions que cet échantillon devra subir pour être rapproché de l'enquête « fixes<sup>10</sup> ». La région et le type de commune de résidence n'étant pas renseignées dans l'enquête « portables<sup>11</sup> », les critères retenus pour « caler » les 15-49 ans de cet échantillon sur les 15-49 ans interrogés sur ligne fixe sont : le sexe, la tranche d'âge, le diplôme et la catégorie socioprofessionnelle de l'enquêté (en seulement trois catégories : d'abord agriculteur, commerçant, artisan, chefs d'entreprise ; puis cadre, professions intellectuelles supérieures et professions intermédiaires ; enfin ouvrier et employé).

Cette procédure de calage sur marge aboutit à imputer un poids à chaque individu interrogé sur portable, ces poids permettant aux deux échantillons de 15-49 ans de présenter une structure quasi-identique du point de vue des critères donnés ci-dessus. Par exemple, avant redressement, l'âge moyen des 15-49 ans de l'enquête « portables » était de 27 ans, contre 32 ans après redressement, soit le même âge moyen (à quelques mois près) que celui des 15-49 ans interrogés sur ligne fixe.

## 4.2. Disparités de style de vie entre les enquêtés « lignes fixes » et « portables »

Une fois opéré le redressement qui vient d'être décrit, les écarts de réponses observés entre les deux échantillons pour les questions d'opinions deviennent le plus souvent faibles et non significatifs. Toutefois, ce redressement reste un moyen sommaire de « rapprocher » les deux échantillons. En effet, les facteurs généralement évoqués pour expliquer les opinions exprimées sur les drogues ne se limitent pas au sexe, à l'âge, au niveau de diplôme ou à la catégorie socioprofessionnelle. En outre, les facteurs à prendre en compte ne sont pas forcément très liés à ces critères de redressement, de sorte qu'à leur niveau le calage ne rapprocherait pas les deux échantillons. En revanche, ces facteurs peuvent se révéler fortement associés au fait de disposer d'un téléphone portable à l'exclusion d'une ligne fixe.

Par exemple, les opinions sur les drogues peuvent dépendre du fait d'avoir des enfants : les parents se sentiraient concernés et inquiets pour leur progéniture. Par ailleurs, avoir un portable mais pas de ligne

<sup>10</sup> Par exemple, étant donné que les 65-75 ans « pèsent » 13 % dans l'échantillon « fixes » contre seulement 1 % dans l'échantillon « portables », il aurait fallu affecter d'énormes poids aux très rares 65-75 ans de ce dernier.

<sup>11</sup> Dans l'enquête « fixes » ces renseignements sont donnés directement par l'annuaire des numéros téléphoniques appelés.

fixe est révélateur d'un style de vie « allocentrique », c'est-à-dire centré davantage sur les sorties ou sur le milieu professionnel, et moins sur le foyer. Or, ce style de vie correspond sans doute davantage à des jeunes adultes célibataires et/ou sans enfants. De fait, 72 % des 15-49 ans de l'enquête « portables » n'avaient pas d'enfant, contre seulement 45 % dans l'enquête « fixes ». Après correction des écarts sociodémographiques, notamment concernant l'âge, la première proportion descend à 62 % : le fait d'avoir des enfants n'est donc pas suffisamment dépendant des critères de redressement pour que le calage permette de résorber totalement cette divergence entre les deux échantillons.

De même, les opinions sur les drogues dépendent évidemment des consommations de l'enquêté, lesquelles sont étroitement liées à la sociabilité, aux sorties, donc indirectement à la possession exclusive d'un portable. Ainsi, dans l'échantillon « portables » non redressé, 51 % des 15-49 ans ont connu au moins une ivresse au cours de l'année et 41 % ont déjà expérimenté le cannabis, contre respectivement 34 % et 32 % dans l'échantillon « fixes ». Après redressement, l'écart diminue mais reste significatif, les deux premières proportions passant à 44 % (ivresse au cours de l'année) et 37 % (expérimentation de cannabis). On observe un phénomène similaire pour le fait de connaître des consommateurs de drogues illicites, ou de s'en être déjà vu proposer.

### **4.3. Opinions sur les drogues et « effet portables »**

Parmi les questions d'opinions communes aux deux échantillons, nous avons sélectionné les trois items donnant les résultats les plus divergents entre les deux enquêtes pour illustrer « l'effet portable », à savoir :

- le fait d'avoir choisi la drogue comme principal motif de préoccupation pour la société française ;
- l'opinion sur la thèse de l'escalade (selon laquelle fumer du cannabis conduirait à consommer, par la suite, des produits plus dangereux) ;
- l'opinion sur la distribution d'héroïne sous contrôle médical pour les usagers très dépendants ou marginalisés.

Entre 15 et 49 ans, 22 % des enquêtés « fixes » classent la drogue parmi les deux premiers motifs de préoccupation pour la société française, contre 19 % parmi les enquêtés « portables », cet écart n'étant pas significatif. Dans une régression logistique visant à « expliquer » cette préoccupation au sein d'un échantillon agrégeant les 15-49 ans des deux enquêtes, avec comme seule variable « explicative » le fait d'avoir été interrogé au téléphone portable (et donc de ne pas posséder de ligne fixe), l'odds ratio correspondant à cet « effet portable » est estimé à 0,81 et n'est pas significativement différent de 1.

En revanche, une fois pondéré l'échantillon « portables », la proportion d'enquêtés qui citent la drogue comme motif de préoccupation recule à 15 %, l'écart avec les 22 % de l'enquête « fixes » devenant significatif ( $p = 0,027$ ). En réitérant la régression précédente, cette fois-ci sur un échantillon pondérant les enquêtés « portables », on obtient ainsi un odds ratio significatif de 0,63 ( $p = 0,029$ ) pour « l'effet pondéré » du portable. Ce résultat est compréhensible au regard de la relation entre âge et motifs de préoccupation : les 15-17 ans classent beaucoup plus souvent que les autres tranches d'âge la drogue parmi leurs motifs de préoccupation, et ils sont par ailleurs surreprésentés dans l'échantillon « portables ». Une fois cet échantillon « vieilli » artificiellement par la pondération, le score obtenu pour ce motif de préoccupation baisse logiquement.

Pour tenter de prendre en compte les écarts de style de vie entre les deux échantillons, et plus particulièrement les consommations de produits psychoactifs et la familiarité avec les drogues illicites, les variables suivantes ont été ajoutées dans la régression logistique : le statut tabagique (se déclarer ou non fumeur), la consommation d'alcool récente (en avoir bu ou pas au cours des sept derniers jours) ; les ivresses au cours de l'année (aucune ou au moins une) ; le fait d'avoir déjà consommé du cannabis ou de s'en être simplement déjà vu proposer ; enfin la connaissance personnelle d'un consommateur de cannabis. Une fois ces variables introduites dans le modèle, « l'effet résiduel » associé à

l'interrogation par portable devient non significatif de justesse ( $p = 0,06$ ). La prise en compte des consommations et de la familiarité avec le cannabis contribue ainsi à gommer partiellement l'écart entre les deux sous-échantillons (cf. tableau 3 pour un récapitulatif).

Concernant cette fois la thèse de l'escalade, l'écart « brut » entre les 15-49 ans des deux échantillons est très significatif : 63 % des enquêtés sur ligne fixe valident cette thèse, contre seulement 51 % des enquêtés sur portable ( $p < 0,001$ ). Une fois ces derniers calés sur la structure sociodémographique des premiers, l'écart se réduit, puisque la seconde proportion passe de 51 à 55 % (avec un seuil de significativité juste au-dessus de 5%). Dans les deux régressions logistiques correspondantes, on obtient de même un « effet brut » très significatif, puis un effet pondéré significatif de justesse ( $p = 0,05$ ). Une fois ajoutées dans le modèle les variables relatives aux consommations et à la familiarité avec le cannabis, l'odds ratio associé à « l'effet résiduel » de l'interrogation par portable passe à 0,86 et s'avère très largement négligeable ( $p = 0,440$ ). Ainsi, à profil sociodémographique comparable, les opinions des deux échantillons sur la thèse de l'escalade se rapprochent, pour ensuite se confondre une fois prises en compte des variables relatives au style de vie, et plus précisément aux rapports entretenus avec les substances psychoactives licites ou illicites.

Pour l'opinion émise sur la distribution contrôlée d'héroïne, les résultats obtenus sont moins concordants. En effet, l'écart initial entre les deux échantillons (50 % d'opinions favorables pour les « fixes », 42 % pour les « portables »,  $p = 0,030$ ) reste inchangé une fois pondérés les avis des enquêtés de l'enquête sur portable, cela se traduisant par des odds ratios identiques et significatifs dans les deux régressions logistiques correspondantes. En outre, une fois introduites les variables relatives aux consommations et à la familiarité avec le cannabis, l'odds ratio reste le même : pour cette opinion, l'écart observé entre les deux enquêtes ne semble donc pas réductible à un effet de structure associé à des facteurs sociodémographiques, de consommation ou de familiarité. Si pour les usages nous évoquions un effet « style de vie » persistant une fois contrôlé le profil socio-démographique, de même ici peut-on envisager que les opinions exprimées dépendent des systèmes de valeurs de chacun, qui ne sont pas réductibles à un simple reflet de la position sociale tel que ce profil la saisit.

**Tableau 3 : Comparaison entre les échantillons « fixes » et « portables » pour trois opinions sur les drogues, effets brut, pondéré et résiduel estimés par régression logistique (odds ratios)**

	Effet brut	Effet pondéré	Effet résiduel
Drogue citée comme l'un des deux principaux motifs de préoccupation pour la société française.	0,81 ns	0,63 *	0,67 ns
Fumer du cannabis conduit à consommer des produits plus dangereux : tout à fait ou plutôt d'accord.	0,61 ***	0,74 *	0,86 ns
Distribution d'héroïne sous contrôle médical pour les usagers très dépendants ou marginalisés : tout à fait ou plutôt d'accord.	0,71 *	0,71 *	0,70 *

Source : EROPP 2002, OFDT

« L'effet résiduel » de l'interrogation reste toutefois délicat à interpréter, dans la mesure où les effets de structure évoqués à l'instant ne sont qu'imparfaitement contrôlés : les modèles mis en œuvre ici ne permettent pas réellement de comparer des enquêtés qui auraient des caractéristiques sociodémographiques identiques, et qui ne différeraient que par le mode d'interrogation. Cet effet résiduel pourrait aussi provenir du questionnaire, plus court dans l'enquête sur portable (la longueur du questionnaire et l'enchaînement des questions est susceptible d'avoir un certain impact sur les réponses obtenues), ou encore d'une certaine méfiance découlant du fait d'avoir été contacté sur son téléphone portable, en l'absence d'annuaire.

#### 4.4. Influence de l'interrogation des possesseurs exclusifs de téléphones portables sur la mesure des prévalences

Retenant comme hypothèse que les possesseurs exclusifs de portables représentent 15 % de la population globale, il est possible de procéder à une estimation grossière de l'impact de la prise en compte de ces derniers pour l'estimation des prévalences d'usages de substances psychoactives ou d'opinions qui y sont relatives. C'est ce qu'illustre le tableau 4, qui porte sur la tranche d'âge 15-49 ans.

**Tableau 4 : estimation de l'impact de la prise en compte des possesseurs exclusifs de portables sur les mesures de quelques indicateurs d'usage et d'opinion relatifs aux drogues.**

	échantillon fixe 15-49 ans	échantillon portable 15-49 ans redressé*	proportion estimée
ivresse au cours de l'année	34 %	44 %	36 %
expérimentation du cannabis	32 %	37 %	33 %
la drogue est l'une des deux principales préoccupations pour la société	22 %	15 %	21 %
d'accord avec la thèse de l'escalade	63 %	55 %	62 %
d'accord avec la distribution contrôlée d'héroïne	50 %	42 %	49 %

\* Il s'agit des pourcentages obtenus sur l'échantillon redressé sur les variables suivantes : le sexe, la tranche d'âge, le diplôme et la catégorie socioprofessionnelle de l'enquêté en trois postes. L'hypothèse retenue ici est que cet échantillon représente 15 % de la population globale.

Source : EROPP 2002, OFDT

A l'heure actuelle, il s'avère ainsi que l'interrogation des personnes ne possédant qu'un téléphone portable a un impact relativement faible sur l'estimation des prévalences des quelques indicateurs pour lesquels apparaissaient d'importantes différences entre l'échantillon « portable » et l'échantillon « fixe ». Toutefois, si l'évolution des taux d'équipements téléphoniques filaires et mobiles se poursuit, cet impact augmentera rapidement.

#### 4.5. Conditions de passation

Au final, il importe de souligner que l'interrogation sur un portable diffère des conditions de passation classiques d'une enquête téléphonique. En effet, l'enquêté n'est plus forcément interrogé dans son foyer : selon les circonstances, cela peut compliquer la passation, ou au contraire la faciliter. À l'issue des entretiens, les enquêteurs avaient pour consigne de donner leurs impressions sur la qualité de la passation.

Ainsi, dans l'échantillon « portables », il semble que dans 30 % des cas, l'enquêté n'ait pas été seul au moment de l'entretien. Pour 10 entretiens sur 201 (soit 5%) l'enquêteur a jugé que cette présence s'était révélée gênante pour l'enquête. Dans l'enquête « fixes », les enquêtés étaient plus souvent seuls (78 % contre 70 %,  $p < 0,05$ ), mais au final la proportion d'entretiens pour lesquels l'enquêteur a jugé gênante la présence d'un tiers est la même (5 %). De fait, s'il est parfois plus difficile de s'isoler au portable (par exemple si l'enquêté est passager dans un train ou dans une voiture, ou même s'il se trouve dans des lieux moins confinés : restaurant, rue...), en revanche, les tiers en présence sont plus souvent des anonymes, qui fréquemment ne font que passer à proximité du répondant, de sorte que la confidentialité de ses réponses ne semble pas mise en péril. À l'inverse, sur ligne fixe, le tiers présent est *a priori* un membre du foyer, qui, de façon informelle, exerce un certain contrôle sur les réponses de l'enquêté, surtout s'il est installé dans la même pièce, et non pas juste de passage.

Dans l'échantillon « fixes », pour 86 % des entretiens l'enquêteur ne signale aucun problème de passation, contre 80 % dans l'échantillon « portables » ( $p < 0,05$ ). Plus précisément, dans le premier

échantillon 6 % des enquêtés ont été jugés « pas sincères », « incohérents, confus », ou encore « méfiants », contre 15 % dans le second échantillon ( $p < 0,001$ ). De ce point de vue, il semble bien que la qualité de passation soit plus hasardeuse par portable. Lors du débriefing, les enquêteurs ayant travaillé sur les deux enquêtes ont précisé que les individus interrogés sur portable se sont sentis plus agressés et se sont dit plus fréquemment dérangés. Si techniquement le résultat paraît probant, il a souvent fallu faire l'enquête en deux fois en demandant à l'enquêté son numéro de portable.

## Conclusion

La décennie qui a vu naître les enquêtes téléphoniques sur les sujets sensibles en France est désormais achevée. Ces enquêtes ont su évoluer pour faire face à l'accroissement du nombre de foyers inscrits sur liste rouge. Aujourd'hui ces enquêtes affrontent les problèmes posés par le développement de la téléphonie mobile. Pratiquement, les quelques analyses menées ici conduisent à relativiser l'importance de l'interrogation des listes rouges, des personnes difficiles à joindre et des possesseurs exclusifs de téléphones portables, lorsqu'il s'agit uniquement de mesurer les prévalences d'usages de substances psychoactives ou les opinions de la population générale sur les drogues. En effet, les différences s'estompent généralement avec le contrôle des effets de structure. Ces analyses soulignent toutefois aussi l'intérêt qu'il y a à enquêter ces personnes aux profils socio-démographiques et aux modes de vie particuliers, notamment lorsque les divergences se rapportent à des variables autres que celles utilisées pour le redressement. Au delà des problèmes de représentativité, les évolutions récentes des taux d'équipement en téléphones filaire et mobile imposent une grande vigilance à ce sujet et suscitent de nouvelles interrogations d'ordre techniques. Par ailleurs, il subsiste un certain nombre de problèmes classiques, comme la détermination de la personne de référence du ménage dans les enquêtes téléphoniques.

Les réflexions menées ces dernières années sur ces questions devraient aboutir à des propositions concrètes lors du séminaire sur les enquêtes répétées sur les comportements, attitudes, opinions et connaissances en matière de santé et en population générale organisé en mars 2003 par l'Institut National de Prévention et d'Education pour la Santé (INPES), en collaboration avec la CNAM, l'INSERM, l'OFDT et l'ORS Ile de France, qui chercheront une position commune servant de base de travail aux concepteurs d'enquête sur les sujets sensibles. La constitution d'un annuaire des téléphones portables semble pour l'instant la solution la plus efficace pour régler le problème de la base de sondage et gérer les probabilités d'inclusion, mais il faut attendre sa mise en œuvre pour envisager des solutions mieux adaptées aux nouvelles conditions de passation induites par l'interrogation sur portable.

Dans le domaine des drogues, les méthodes innovantes employées dans certains pays constituent déjà des pistes à explorer dans la perspective d'une amélioration du dispositif d'observation des usages. Aux Etats-Unis, des entretiens auto-administrés sur ordinateur ont déjà été expérimentés. Ils semblent assurer une confidentialité optimale [21, 22]. Grâce au son et à l'image, ces méthodes permettent aussi d'interroger des populations en difficulté de lecture et de mener des enquêtes multilingues [23]. De même, au Royaume-Uni, le protocole du *British Crime Survey* a été modifié en 1994 pour passer du face à face à l'utilisation d'ordinateurs portables en auto-administré (CASI<sup>12</sup>). Malgré le coût très élevé induit par cette technique, la taille de l'échantillon a été augmentée en 2001 pour atteindre 40 000 individus interrogés à chaque vague [24, 25]. Aux Pays-Bas enfin, un choix du mode de collecte (Multi Method Approach) est désormais proposé aux répondants dans le cadre de l'enquête sur les usages de drogues qui était auparavant proposée en CAPI [26]. Il leur est ainsi possible de choisir entre un questionnaire papier auto-administré, une disquette ou encore internet, et les relances se font par téléphone et par courrier. Si cette méthode reste complexe à mettre en œuvre, l'institut qui en a eu la charge assure qu'elle est faisable et efficace pour réduire les non-réponses et augmenter la qualité des réponses.

---

<sup>12</sup> CASI : Computer Assisted Self Interview

## Bibliographie

- [1] Spira A., Bajos N. *et al.*, Analysis of sexual behaviour in France. A comparison between two modes of investigation : telephone survey and face to face survey, *AIDS*, 6, 1992, pp. 315-323.
- [2] Riandey B., Firdion J.M., « Vie personnelle et enquête téléphonique, l'exemple de l'ACSF », *Population*, 5, 1993, pp. 1257-1280.
- [3] Mangione T.W., Hingson R., Barrett J., „Collecting sensitive data, a comparison of 3 survey strategies”, *Sociological Methods and Research*, 10, pp 337-347, 1982.
- [4] Czaja R., « Asking sensitive behavioral questions in telephone interviews », *Quarterly of Community Health Education*, Vol. 8(1), p. 23-32, 1987.
- [5] Uitenbroek D., Mc Queen D.V., Continuous Collection of Sensitive Behavioural Data, Us Bureau of Census, 1991.
- [6] Baudier F., Arènes J., Baromètre santé adultes 95/96, Les éditions du CFES, Paris, 288 p, 1997.
- [7] Baudier F., Dressen C., Alias F., Baromètre Santé 92, CFES, Paris, 168 p, 1994.
- [8] 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 Droesbeke J. J. et Lebart L. (dir.), *Enquêtes, modèles et applications*, Dunod, Paris, pp 285-293, 2001.
- [9] Guilbert P., Baudier F., Gautier A., (dir.) Baromètre santé 2000. Vanves, Les éditions du CFES, 473 p, 2001.
- [10] Jaspard M., Brown E., Condon S., Fougeyrollas-Schwebel D., Houel A., Lhomond B., Maillolchon F., Saurel-Cubizolles M.-J., Schiltz M.-A., Les violences envers les femmes au quotidien, rapport final au Ministère de l'Emploi et de la Solidarité, Secrétariat d'Etat aux Droits des Femmes et à la Formation permanente, Service des Droits des Femmes et de l'égalité (Ouvrage à paraître, Paris, La Documentation française, 2003).
- [11] Léridon J., Oustry P., Bajos N. et l'équipe COCON, "La médicalisation croissante de la contraception en France" *Population et sociétés* n°381; juillet-août 2002.
- [12] Grémy I. Halfen S., Les connaissances, attitudes et perceptions des Franciliens à l'égard du tabac, ORS Ile de France, 275 p, 2002.
- [13] Médiamétrie, Les baromètres multimédia 2001 (avril-juin), La nouvelle donne de la téléphonie fixe en France, <http://www.mediametrie.fr/>.
- [14] Roy G., Vanheuverzwyn A., Mobile Phone in Sample Surveys, Communication présentée à l'ICIS 2002 (International Conference on Improving Surveys), Copenhague, 25-28 Août 2002, 8 p, disponible sur : [http://www.icis.dk/ICIS\\_papers/A\\_3\\_5.pdf](http://www.icis.dk/ICIS_papers/A_3_5.pdf)
- [15] Roy G., Vanheuverzwyn A., 2000, « Le téléphone mobile dans les enquêtes par sondage », *Journées de méthodologie statistique*, INSEE (5 décembre 2000).
- [16] Beck F., Legleye S., Peretti-Watel P., « Penser les drogues : Perceptions des produits et des politiques publiques, EROPP 2002 », Rapport OFDT, 227p, 2003.
- [17] Fréjean M., Panzani J.P., Tassi Ph., « Les ménages inscrits en liste rouge et les enquêtes par téléphone ». *Journal de la Société Statistique*, 131:3-4, 86-102, 1990.
- [18] Ambroise P., Mauris P., « L'usage du téléphone dans les sondages », in *Enquêtes et sondages : Méthodes, modèles, applications nouvelles approches*, Brossier G, Dussaix AM, Dunod, Paris, 331-339, 1999.
- [19] Orden S., Dyer A., Liu K., Perkins L., Ruth K., Burke G., Manolio T., « Random digit dialing in Chicago CARDIA : comparison of individuals with unlisted and listed telephone numbers », *Am J Epidemiol*, 135:697-709, 1992.
- [20] Firdion J.M., « Effet du rang d'appel et de la présence du conjoint dans une enquête par téléphone », *Population*, 5, pp. 1281-1314, 1993.
- [21] Turner C.F., Ku L., Rodgers S.M., Lindberg L.D., Pleck J.H., Sonenstein F.L., « Adolescent Sexual Behavior, Drug Use, and Violence : Increased Reporting with Computer Survey Technology », *Science*, (280), p. 867-873, 1998.

- [22] Rodgers S.M., Gribble J.N., Turner C.F., Miller H.G., « Entretiens autoadministrés sur ordinateurs et mesure des comportements sensibles », *Population* : 54 (2) : p. 231-250, 1999.
- [23] Gribble J.N., Miller H.G., Cooley P.C., Catania J.A., Pollack L., Turner C.F., « The impact of T-ACASI interviewing on reported drug use among men who have sex with men », *Substance use and misuse*, 35(6-8), p. 869-890, 2000.
- [24] Ramsay M., Spiller J., Drug Misuse Declared in 1996 : latest results from the British Crime Survey, Home Office, 94 p, 1997.
- [25] Ramsay M., Partridge S., Drug Misuse Declared in 2001 : results from the British Crime Survey, Home Office, 2002.
- [26] Abraham M.D., Kaal H.L., Cohen P.D.A., Licit and illicit drug use in the Netherlands, CEDRO, 279 p, 2001.

## Annexes : modélisations logistiques

### A : influence de l'inscription en liste rouge sur quelques usages de produits psychoactifs

	tabac quotidien	alcool quotidien	ivresse au cours de l'année	médicaments psychotropes	cannabis au cours de la vie	mini test de fagerström
<b>sexe</b> : réf.: femme	-1-	-1-	-1-	-1-	-1-	-1-
sexe: homme	1,40***	4,06***	4,05***	0,48***	2,68***	1,56***
<b>âge</b> : réf: 15-19 ans	-1-			-1-		-1-
20-24 ans	1,61***	-1 <sup>(a)</sup>	-1 <sup>(a)</sup>	1,21	-1 <sup>(a)</sup>	2,98***
25-34 ans	1,67***			1,27*		4,38***
35-44 ans	1,33***	4,31***	0,39***	2,06***	0,54***	3,84***
45-54 ans	0,75***	10,86***	0,15***	2,49***	0,17***	2,77***
55-64 ans	0,44***	17,80***	0,08***	2,95***	0,07***	1,44*
65-75 ans	0,27***	28,89***	0,03***	3,43***	0,05***	0,69*
<b>agglomération</b> : réf. :	-1-	-1-	-1-	-1-	-1-	-1-
Rural ou <20 000h						
20 000-100 000 h	1,02	0,80***	0,88	1,04	1,09	1,01
200 000h et plus	1,11	0,83**	0,95	1,05	1,48***	1,09
Paris	1,12*	0,95	0,90	1,14*	1,55***	1,16
<b>Diplôme</b> : réf.: sans	-1-	-1-	-1-	-1-	-1-	-1-
inférieur au Bac	0,84**	1,12	1,44***	1,01	1,40***	0,80**
Bac	0,79**	1,12	1,88***	0,98	2,61***	0,57***
Bac +2	0,55***	0,89	1,61***	0,93	2,17***	0,41***
Bac +3 et plus	0,54***	1,06	1,47***	0,90	2,79***	0,38***
<b>liste rouge</b> : réf: non	-1-	-1-	-1-	-1-	-1-	-1-
liste rouge	1,18***	0,88	0,94	1,15*	1,08	1,38***
Constante	0,45***	0,02***	0,13***	0,52***	0,16***	0,06***

Source : Baromètre Santé 2000, CFES, OFDT, exploitation OFDT

(a) Pour ces comportements, les modalités de la variable d'âge ont été changées, en raison de la disproportion observée entre les catégories d'âge extrêmes, afin de conserver une estimation correcte des odds-ratio par la méthode du maximum de vraisemblance.



## B : Influence du fait d'être difficile à joindre sur les usages de quelques produits psychoactifs

	tabac quotidien	alcool quotidien	ivresse au cours de l'année	médicaments psychotropes	cannabis au cours de la vie	mini test de fagerström
<b>sexe</b> : réf.: femme	-1-	-1-	-1-	-1-	-1-	-1-
homme	1,40***	4,07***	4,05***	0,48***	2,67***	1,55***
<b>âge</b> : réf.: 15-19 ans	-1-			-1-		
20-25 ans	1,62***	-1-(a)	-1-(a)	1,22	-1-(a)	3,02***
26-34 ans	1,67***			1,28*		4,39***
35-44 ans	1,33***	4,32***	0,39***	2,06***	0,54***	3,83***
45-54 ans	0,74***	10,93***	0,15***	2,48***	0,17***	2,72***
55-64 ans	0,44***	18,00***	0,08***	2,92***	0,07***	1,40*
65-75 ans	0,26***	29,35***	0,04***	3,37***	0,05***	0,66*
<b>agglomération</b> : réf.: rural ou < 20 000 h	-1-	-1-	-1-	-1-	-1-	-1-
20 000-200 000 h	1,03	0,80***	0,88	1,05	1,09	1,04
200 000 h et plus	1,12*	0,82**	0,95	1,06	1,49***	1,12
Paris	1,15*	0,93	0,89	1,17*	1,56***	1,22**
<b>diplôme</b> : réf.: aucun	-1-	-1-	-1-	-1-	-1-	-1-
inférieur au Bac	0,83**	1,13	1,45***	1,01	1,40***	0,79***
Bac	0,79**	1,12	1,88***	0,98	2,61***	0,57***
Bac plus 2	0,55***	0,90	1,61***	0,92	2,16***	0,40***
Bac plus 3 et plus	0,54***	1,06	1,48***	0,90	2,78***	0,37***
<b>difficile à joindre</b> : réf.:						
non	-1-	-1-	-1-	-1-	-1-	-1-
oui	1,04	1,00	0,99	0,93	1,09	0,99
Constante	0,46***	0,02***	0,12***	0,16***	0,17***	0,07***

Source : Baromètre Santé 2000, CFES, OFDT, exploitation OFDT

(a) Pour ces comportements, les modalités de la variable d'âge ont été changées, en raison de la disproportion observée entre les catégories d'âge extrêmes, afin de conserver une estimation correcte des odds-ratio par la méthode du maximum de vraisemblance.

