



Effet du rang d'appel et de la présence du conjoint dans une enquête par téléphone

Author(s): Jean-Marie Firdion

Reviewed work(s):

Source: *Population (French Edition)*, 48e Année, No. 5, Sexualité et sciences sociales: Les apports d'une enquête (Sep. - Oct., 1993), pp. 1281-1314

Published by: [Institut National d'Études Démographiques](#)

Stable URL: <http://www.jstor.org/stable/1534179>

Accessed: 15/10/2012 03:18

Your use of the JSTOR archive indicates your acceptance of the Terms & Conditions of Use, available at

<http://www.jstor.org/page/info/about/policies/terms.jsp>

JSTOR is a not-for-profit service that helps scholars, researchers, and students discover, use, and build upon a wide range of content in a trusted digital archive. We use information technology and tools to increase productivity and facilitate new forms of scholarship. For more information about JSTOR, please contact support@jstor.org.



Institut National d'Études Démographiques is collaborating with JSTOR to digitize, preserve and extend access to *Population (French Edition)*.

<http://www.jstor.org>

EFFET DU RANG D'APPEL ET DE LA PRÉSENCE DU CONJOINT DANS UNE ENQUÊTE PAR TÉLÉPHONE

Jean-Marie FIRDION

Dans l'enquête sur les comportements sexuels en France (ACSF) l'échantillon consistait en une liste de numéros de téléphone, que les enquêteurs pouvaient appeler jusqu'à 12 fois, si nécessaire. Jean-Marie FIRDION montre que cette obstination à rechercher les répondants a été efficace, parce qu'elle a permis de joindre une population particulière difficile à atteindre, au comportement sexuel spécifique. Dans une enquête par téléphone d'autre part, un biais peut être provoqué par la présence du conjoint, invisible pour l'enquêteur. L'auteur montre que cette présence a eu des effets pour certaines questions «sensibles», les enquêtés déclarant par exemple avoir eu un nombre de partenaires sexuels dans le passé plus faible lorsque leur conjoint était là.*

L'enquête sur les comportements sexuels en France a été conduite sur un échantillon aléatoire de ménages sélectionné à partir du fichier des abonnés au téléphone⁽¹⁾. Dans chaque ménage, une personne de 18 à 69 ans était alors tirée au sort. Une étude spécifique, par l'intermédiaire d'enquêtes pilotes comparant les modes téléphonique et face à face, avait permis d'effectuer le choix de cette méthode de collecte (ACSF, 1992a). Celle-ci apparaissait la meilleure du point de vue de la qualité des données recueillies et de la fiabilité du contrôle du travail (cf. Riandey et Firdion, 1993).

Partant des résultats de l'enquête ACSF, nous cherchons à en apprécier les limites et les distorsions possibles. Une particularité importante de celle-ci réside dans le fait qu'elle porte sur des sujets «sensibles». Nous définirons comme «sensible» un thème de questions qui, dans une société donnée, peut conduire l'enquêté(e) soit à des stratégies d'évitement (refus

* INED.

⁽¹⁾ Au sujet des difficultés liées à la définition de l'univers ou de l'échantillon, on se reportera à ACSF 1993, chapitre 3. Rappelons que, dans le domaine des enquêtes, nous supposons que le questionnement constitue une tentative de mesure de *valeurs vraies*. Pour la discussion de ce concept, on se reportera, par exemple, à F. de Singly (1992 chapitre 1) ou Lessler et Kalsbeek, 1992 p. 242.

d'enquête, non-réponse) soit à des dissimulations conscientes (falsifications) ou inconscientes (adhésion à un rôle), ces attitudes se réalisant à des fréquences significativement plus élevées que pour d'autres sujets⁽²⁾. On a montré que des informations fiables pouvaient être collectées, au sujet du comportement sexuel récent, auprès de couples pris en charge pour des soins (Upchurch *et al.*, 1991). Par ailleurs, des études sur le mode de collecte ont montré que l'administration de questionnaire par téléphone n'apporte pas plus de biais qu'une collecte en face à face ; par exemple, dans le cas de l'alcoolisme et du découvert bancaire (Mangione *et al.*, 1982), des données recueillies auprès de victimes de certains actes criminels (Klecka and Tuchfarber, 1978), des intentions de participation au vote, des infractions au code de la route et des faillites (Locander *et al.*, 1976). Touchant à un domaine plus neutre, celui du travail, une étude a comparé les réponses obtenues lors d'une enquête israélienne à passages répétés ; le mode téléphonique se traduisait par une meilleure cohérence des réponses par rapport au mode face à face (Nathan and Eliav, 1988). Toujours dans le domaine de l'emploi, une étude britannique a mis en évidence un plus fort taux de refus dans le cas du téléphone (Wilson *et al.* 1988). Une enquête téléphonique canadienne sur la perception du Sida et le comportement sexuel (M. Ornstein, 1992)⁽³⁾ a indiqué que la fréquence des non-réponses était plus élevée pour les questions sur les revenus que pour les questions sur l'orientation sexuelle. Les enquêtes pilotes ACSF ont montré que la diversité des réponses était moindre par téléphone et traduisait davantage d'effet de désirabilité sociale⁽⁴⁾. Du fait d'un contrôle amélioré des enquêteurs par leur regroupement dans les salles équipées de système CATI (Computer Assisted Telephone interviewing) et du fait de la gestion informatique du déroulement du questionnaire, les spécialistes des méthodes d'enquête ont cherché à savoir si cela se traduisait par une diminution de l'« effet d'enquêteur ». Celui-ci (nommé aussi *interview bias* ou *response effect*) correspond à une distorsion de l'information liée à des caractéristiques de l'enquêteur telles que le sexe, l'expérience professionnelle, l'âge, ...⁽⁵⁾. Des études récentes semblent indiquer que la voie téléphonique réduit la part de la variance due aux enquêteurs (Pannekoek 1988, Groves and Magilavy, 1986) sauf dans le cas des personnes âgées (Groves and Magilavy, 1986).

Au-delà de ces analyses des effets possibles du mode d'administration de questionnaire⁽⁶⁾, nous nous intéressons ici à deux sources d'erreur de

(2) Cf. Spanier (1976), Smith (1992), et pour une revue de la littérature anglo-saxonne Marquis *et al.* 1986.

(3) Échantillon de 1 250 Canadiens majeurs, par tirage aléatoire de numéros téléphoniques, interrogés en 1988.

(4) Cf. ACSF, 1992a.

(5) Cf. Couper, Holland & Groves (1992), Van der Zouwen & Dijkstra (1988). Il faut noter que le problème du biais dû à l'enquêteur a été posé dès l'origine des enquêtes « représentatives » de la fin du XIX^e siècle (cf. par exemple, L. Blondiaux, 1991, pp. 764-774).

(6) De telles études nécessitent de pouvoir disposer de sources d'information indépendantes (données d'enquête et fichier administratif par exemple).

mesure liées aux conditions de l'enquête (survey conditioning⁽⁷⁾) : la limitation du nombre d'appels téléphoniques (abandon de la procédure après douze tentatives infructueuses⁽⁸⁾), la présence d'un tiers au cours de l'entretien. Dans le premier cas, nous cherchons à tester l'existence d'un biais de collecte dû au fait de ne pouvoir joindre certaines sous-populations dont les caractéristiques seraient liées au sujet de l'enquête. Avec le second problème, nous abordons la possibilité d'un renforcement de l'effort de (bonne) représentation de soi de la part de l'enquêté du fait de la présence d'une (ou plusieurs) personne(s) durant une partie (ou le tout) de l'interview. Nous faisons ici référence au modèle de la représentation théâtrale utilisé par E. Goffman (1973) pour l'étude des interactions de la vie sociale. Il ne convient pas ici de développer ce point plus avant mais ajoutons que notre propos veut évoquer également les phénomènes d'inculcation de rôle et d'attributions sociales (« noblesse oblige ») soulignés par P. Bourdieu (1982, pp. 125-127) et qui peuvent tout autant intervenir *a priori* dans une situation d'entretien par téléphone puisque la voix et le langage (celui du questionnaire) traduisent une position dans le champ social et donc suscitent un ajustement (conscient ou inconscient) de la part de l'enquêté. De plus, le fait d'aborder des sujets portant sur les pratiques sexuelles des individus expose davantage les réponses de ceux-ci à des jugements de valeur de la part des personnes présentes lors de l'entretien. Des stratégies d'évitement pourraient être adoptées par l'enquêté et donc se traduire par un biais en cas de présence d'un tiers (sous-déclaration des comportements socialement perçus comme déviants). Notre démarche consiste, là encore, à tester la validité de cette supposition.

Nous travaillons sur l'ensemble des observations de l'enquête ACSF à l'exclusion des personnes résidant en collectivité (leurs conditions d'interview étant différentes). Les effectifs utilisés ne sont pas redressés puisque nous ne cherchons pas à raisonner ici sur un échantillon représentatif de la population métropolitaine mais sur l'échantillon réalisé, dont nous étudions les défauts. En conséquence, nous travaillons sur des données brutes. Précisons enfin que chacune de nos variables binaires (« rang regroupé » et « tiers présent ») est considérée comme présentant une probabilité d'être réalisée dépendant de caractères exogènes non aléatoires (c'est-à-dire préalables à l'enquête).

I. – Effet du rang d'appel

Les personnes éligibles disposant d'une ligne téléphonique et n'ayant pu être jointes sont peu nombreuses (notre estimation se situe à 9 % de

(7) Pour les différents types de sources d'erreur de mesure, on se reportera à Grosbras (1987, p. 257) et Lessler and Kalsbee (1992, p. 263).

(8) Pour les détails du dispositif d'enquête, nous renvoyons le lecteur à ACSF 1993 : 61-62. Notons que l'enquête canadienne de 1988 posait la même limite (cf. Ornstein, 1992, p. 263).

l'ensemble des éligibles, ACSF, 1993, p. 92). Elles peuvent présenter des caractéristiques fort diverses au regard des variables d'intérêt de l'enquête, auquel cas leur absence n'entraînerait qu'un biais négligeable⁽⁹⁾. Nous chercherons à tester l'hypothèse inverse, à savoir que ces absents de l'échantillon réalisé appartiennent majoritairement à des sous-groupes de la population présentant un comportement particulier en rapport avec notre sujet⁽¹⁰⁾. Ont échappé à l'enquête, par exemple, certains jeunes célibataires ne vivant pas en union⁽¹¹⁾ : ils peuvent présenter des profils distincts sur les thèmes de l'enquête, toutes choses égales par ailleurs. Ne disposant pas de données sur ces absents de l'échantillon, nous ferons l'hypothèse suivante : les personnes interrogées avec difficulté (rang d'appel élevé) ont des caractéristiques qui les rapprochent de celles des éligibles non joints et qui les distinguent du reste de l'échantillon. Nous nous situons dans le même cadre que la méthode de Hansen⁽¹²⁾ puisque nous utilisons les enquêtés de rang d'appel élevé comme un sous-échantillon des non-répondants dans le but de porter un jugement sur la validité des résultats.

Cette hypothèse est malgré tout fragile, car les personnes qui ont été jointes aux derniers appels peuvent fort bien ne correspondre qu'à une faible partie des personnes absentes et ne présenter aucun comportement spécifique en matière de sexualité par exemple (cas des individus ayant des horaires de travail décalés). Nous y revenons en discutant les résultats⁽¹³⁾.

Nous cherchons donc, à partir de notre supposition de départ, à déterminer si les répondants « de la dernière heure » sont caractérisés (pour quelques déclarations de comportements liés au thème de l'enquête) par leur rang d'appel, après avoir pris en compte les effets différentiels de structure socio-démographique⁽¹⁴⁾.

**Étude de l'effet du rang d'appel :
les données** Abordons quelques aspects généraux de notre démarche concernant les données. Nous menons notre étude en analysant chaque sexe séparément. En l'absence de cette distinction, nous serions amené à introduire des interactions entre la variable « sexe » et les variables indépendantes dans chacun de nos modèles, ce qui aurait rendu les modèles complexes à estimer et à interpréter.

⁽⁹⁾ En effet, si la moyenne pour les personnes exclues de l'échantillon est égale à celle des personnes interrogées, alors le biais relatif s'annule (Lessler and Kalsbeek, 1992, p. 60). Au sujet des non-répondants, on se reportera également à Grosbras (1987, pp. 278-298) pour le point de vue statistique et à F. de Singly (1981) pour le point de vue sociologique.

⁽¹⁰⁾ Cf. Ghiglione and Matalon, 1991, pp. 42-50.

⁽¹¹⁾ Cf. ACSF 1993, p. 99.

⁽¹²⁾ Cf. J.M. Grosbras, 1987, pp. 282-287.

⁽¹³⁾ Nous ne traitons pas ici des refus, ni des abandons (Cf. ACSF, 1993, p. 92 pour les premiers et p. 95 pour les seconds), ni des non-réponses partielles, autres sources possibles de biais, ni des effets d'enquêteur (cf. ACSF, 1993, pp. 96-97).

⁽¹⁴⁾ Cf. Clogg and Dajani (1991) au sujet des sources d'incertitude dans la modélisation en sciences sociales.

Revenons un instant sur la détermination des sous-échantillons. Nous distinguons, dans la répartition du nombre de répondants selon le rang d'appel, d'une part les 9 premiers déciles, d'autre part le dernier décile, ce qui place la limite au 6^{ème} appel (femmes) ou 7^{ème} appel (hommes). Ce découpage a été effectué *a priori* selon notre supposition de départ. Une variable binaire « rang » sera donc utilisée dans nos modèles; elle vaut 1 en cas d'appel tardif (dernier décile), 0 sinon. Nous reviendrons, lors de la discussion des résultats, sur cette classification. Le nombre moyen d'appels a été de 2,77 ($\sigma = 2,2$) pour les femmes et de 3,15 ($\sigma = 2,4$) pour les hommes⁽¹⁵⁾. Ajoutons que 36 % des femmes ont été jointes dès le premier appel, ainsi que 28 % des hommes (voir la distribution des rangs en annexe).

En accord avec la règle donnée aux enquêteurs de commencer les interviews le soir, les premiers appels se situent très majoritairement en fin de journée (après 17 heures) en semaine et durant l'après-midi le samedi. Les derniers appels, eux, se situent davantage le lundi et le mercredi mais moins souvent le samedi (voir le tableau 1). Dans la semaine, ces derniers appels sont aussi moins fréquents à midi et plus courants le soir après 20h⁽¹⁶⁾. Le samedi, ces derniers appels se font davantage le matin ou en fin d'après-midi (après 17h).

TABLEAU 1. — RÉPARTITION DES APPELS SELON LES JOURS LES PLUS CARACTÉRISTIQUES, PAR RANG ET PAR SEXE

Jour	Pourcentage par rang					
	Femmes			Hommes		
	Rang		χ^2 (Prob.)	Rang		χ^2 (Prob.)
	1-5	6-12		1-6	7-12	
Lundi	12,2	16,2	(0,000)	13,9	17,5	(0,003)
Mercredi	14,9	17,3	(0,026)	13,6	16,3	(0,021)
Samedi	28,0	21,3	(0,000)	29,5	23,6	(0,000)
Effectif	9 653	1 288		7 853	957	

0,000 signifie : probabilité inférieure à 0,0005.

Le tableau 2 présente quelques-unes des principales⁽¹⁷⁾ caractéristiques socio-démographiques des enquêtés selon le rang d'appel (dernier décile comparé aux 9 précédents regroupés). Nous avons précisé les résultats des tests associés (probabilité de dépasser le seuil de significativité)⁽¹⁸⁾.

(15) Ces nombres sont à rapprocher de la moyenne citée par Kulka and Weeks (1988) : 3,4, dans le cadre d'une génération aléatoire de numéros téléphoniques (Random Digit Dialing) pour la Youth Attitude Tracking Study II.

(16) Les tests du χ^2 sont significatifs à 1 % pour les femmes et les hommes.

(17) Elles correspondent aux variables sélectionnées dans les modèles (cf. infra).

(18) Les variables qualitatives sont binaires; par exemple, le caractère « marié » vaut 1 en cas d'union sanctionnée par un mariage, 0 sinon.

TABLEAU 2. – VARIABLES SOCIO-DÉMOGRAPHIQUES PRISES EN COMPTE, EN FONCTION DU RANG D'APPEL, PAR SEXE

Caractères	Femmes			Hommes		
	Rang d'appel		Test* Prob.	Rang d'appel		Test* Prob.
	1-5	6-12		1-6	7-12	
<i>Moyenne (écart type)</i>						
Age enquêté(e)	41,2(15)	38,6(15)	0,000	40,4(14)	38,0(13)	0,000
Taille ménage	2,9(1,4)	2,4(1,4)	0,000	3,0(1,5)	2,6(1,5)	0,000
<i>Proportion du caractère déclaré**</i>						
En couple	70,7	60,3	0,000	73,4	64,7	0,000
Marié(e)	60,5	44,7	0,000	61,9	48,2	0,000
Célibataire	24,3	37,0	0,000	30,5	41,2	0,000
Enfants dans le ménage						
Moins de 18 ans	45,5	34,2	0,000	43,8	34,1	0,000
Situation professionnelle						
Salarié(e)	74,7	65,8	0,000	77,2	66,6	0,000
Indépendant(e)	6,1	3,5	0,000	8,4	8,5	n.s.
Inactif(ve)	13,8	13,4	n.s.	7,3	6,3	n.s.
Ouvrier(e)	12,4	7,1	0,000	30,0	20,5	0,000
Employé(e)	38,9	31,8	0,000	10,5	11,2	n.s.
Technicien(ne)	16,7	17,6	n.s.	21,0	17,9	0,022
Cadre	6,7	9,3	0,001	15,8	17,0	n.s.
Non réponse PCS	5,4	17,3	0,000	7,1	18,7	0,000
Période chômage 5 dern. années	15,6	13,5	0,049	11,1	10,5	n.s.
Lieu de résidence						
Ville ≥ 200 000 h	37,1	47,0	0,000	36,8	45,7	0,000
Commune rurale	25,0	18,5	0,000	26,5	21,5	0,001
Diplôme						
Baccalauréat	14,9	17,2	0,034	12,7	13,1	n.s.
Diplôme > bac.	18,9	26,6	0,000	21,4	29,6	0,000
Effectif	9 653	1 288	10 941	7 853	957	8 810

* Test de Student si variable quantitative, du χ^2 si qualitative.
** lire : 70,7 % des femmes (rangs 1 à 5) déclarent vivre en couple.
n.s. : non significatif au seuil de 5%.
0,000 signifie : probabilité inférieure à 0,0005.

Ceux-ci nous indiquent que, pour nombre d'entre elles, les distributions sont significativement différentes selon la classe du rang d'appel (on se reportera à l'annexe pour la description détaillée de ces variables).

Comme on pouvait s'y attendre, la proportion de personnes en couple ou avec enfant est plus importante parmi les enquêtés de rang faible, tandis que les habitants des grandes agglomérations et les possesseurs de diplômes

supérieurs au baccalauréat sont davantage présents parmi les rangs d'appel élevés. Les âges moyens, au-delà du 6^{ème} rang, sont moins élevés. Nous constatons, par conséquent, que la poursuite des appels a bien permis de joindre une proportion plus importante parmi les catégories classiquement difficiles à enquêter. Ces individus, qui présentent un intérêt particulier pour le thème de cette enquête, serviront au redressement de l'échantillon et la précision des estimations dépendra de l'importance de leurs effectifs⁽¹⁹⁾. Les déclarations de profession posent un problème particulier du fait d'une fréquence de non-réponse, à cette question, plus importante dans le cas des interviewés de rang élevé (17 % pour les femmes et 19 % pour les hommes contre, respectivement 5 et 7 %) : cela rend plus difficile une interprétation de la distribution des professions. Nous pensons que ces jeunes urbains présentent davantage de situations professionnelles précaires dont la catégorisation leur pose problème ou dont ils ne souhaitent pas faire état. Nous avons donc choisi de garder les variables professions dans notre étude sans éliminer les observations présentant des non-réponses dans ce domaine. Dans les modèles développés ci-dessous, nous considérerons que ces non-répondants constituent une catégorie à part entière (voir discussion en annexe).

Il convient de tester l'effet du rang d'appel sur des variables comportementales importantes dans la problématique de cette enquête et susceptibles de subir un biais. Notre choix de variables *sensibles* s'est donc porté sur des questions posées théoriquement à l'ensemble de l'échantillon et abordant des domaines distincts et des périodes diverses : utilisation du préservatif (au cours des 12 derniers mois), pratiques homosexuelles (au cours des 5 dernières années), nombre de partenaires (au cours des 12 derniers mois, des 5 dernières années, sur la vie entière), consommation de drogue (au cours de la vie). Rappelons que trois de ces variables (multi-partenariat, pratiques homosexuelles, consommation de drogue) ont servi à la sélection d'un sous-échantillon qui fut interrogé de façon plus approfondie (cf. ACSF, 1993, p. 49) : étudier la possibilité d'un biais pour celles-ci présente d'autant plus d'intérêt. Le tableau 3 présente les caractéristiques de ces variables. Nous avons précisé, là aussi, les résultats des tests associés, ceux-ci ne tenant pas compte des facteurs de confusion.

Dans le cas du nombre de partenaires au cours de la vie entière, le taux de non-réponses partielles atteint 5,8 % pour les femmes et 1,9 % pour les hommes⁽²⁰⁾. Pour les femmes, le taux de non-réponses est plus faible pour les appels de rang élevé (4 % contre 6, différence significative au seuil de 5 %) tandis qu'il n'y a pas de variation chez les hommes.

(19) Cf. Grobras, 1987 chapitre 5, Kalton and Kasprzyk, 1986, Braver and Bay, 1992.

(20) On peut rapprocher ces taux de non-réponses de ceux trouvés dans des enquêtes récentes. Par exemple, l'enquête britannique (méthode CATI) de Uitenbroek and McQueen (1991, pp. 468-470) : 3,4 % pour les femmes et 2,9 % pour les hommes, mais leur taux global de refus était plus élevé (35 % à Londres et 28 % à Glasgow, contre 23,5 % pour ACSF). Citons un dernier exemple : les taux relevés (sexes confondus), pour la partie auto-administrée de l'enquête américaine GSS portant sur la sexualité (sexes confondus) se situaient à 6,1 % en 1989 et 8,8 % en 1989 (Smith, 1992).

TABLEAU 3. – VARIABLES COMPORTEMENTALES PRISES EN COMPTE, EN FONCTION DU RANG D'APPEL, PAR SEXE

Caractères	Femmes			Hommes		
	Rang d'appel		Test* Prob.	Rang d'appel		Test* Prob.
	1-5	6-12		1-6	7-12	
Nombre moyen de partenaires (écart type)						
12 derniers mois	0,9(0,7)	1,0(0,7)	0,011	1,2(2,9)	1,3(1,6)	0,000
<i>Effectif total</i>	9 648	1 288	10 936	7 848	957	8 805
5 dernières années	1,4(1,9)	1,8(2,6)	0,000	2,7(6,8)	3,8(9,1)	0,000
<i>Effectif total</i>	9 594	1 287	10 881	7 805	957	8 762
Vie entière	3,5(6,0)	4,6(7,3)	0,000	11,4(21)	14,6(25)	0,000
<i>Effectif total</i>	9 075	1 232	10 307	7 685	957	8 642
Proportion du caractère déclaré**						
Utilisation du préservatif (1 an)	15,31	18,79	0,002	21,99	28,60	0,000
<i>Effectif total †</i>	8 397	1 144	9 541	7 270	902	8 172
Pratique homosex. (5 ans)	0,74	1,84	0,000	1,62	2,77	0,013
<i>Effectif total †</i>	8 395	1 144	9 539	7 267	902	8 169
Drogue (au cours de la vie)	7,80	11,14	0,000	16,92	20,79	0,003
<i>Effectif total</i>	9 644	1 284	10 928	7 848	957	8 805

* test de Wilcoxon si variable quantitative, du χ^2 si qualitative.
** lire: 15 % des femmes (pour les rangs 1 à 5) déclarent avoir eu recours à un préservatif au cours des 12 derniers mois.
† : personnes ayant eu au moins un rapport sexuel et ayant répondu.

Effet du rang d'appel : la méthode

Nous cherchons, dans un premier temps, les variables descriptives caractérisant le mieux les deux populations distinguées par notre variable de rang (regroupant 2 classes). Pour cela, nous conduisons une analyse discriminante (modèle *logit*⁽²¹⁾) avec cette dernière variable comme variable dépendante. Les variables qualitatives sont transformées en variables binaires (en excluant chaque fois une modalité pour éviter une liaison entre elles); nous les appellerons variables binaires *indicatrices*. Les variables quantitatives (âge, nombre de personnes dans le ménage) ont été, elles aussi, transformées en jeux de variables binaires (on se reportera à la description des variables en annexe)⁽²²⁾. Un modèle est donc construit pour chaque sexe.

Les variables du modèle ainsi obtenu sont retenues pour, dans un second temps, contrôler l'effet du rang d'appel sur les variables comportementales du tableau 3 (dans le cadre d'une régression linéaire ou logis-

(21) Pour la régression logistique, on pourra se reporter aux articles de P. Bouyer (1991) et de Morgan and Teachman (1988).

(22) Pour ce qui concerne l'âge, nous avons choisi les intervalles 18-29, 30-54 (le groupe 55-69 servant de référence) de façon à disposer de 3 classes d'effectifs voisins qui aient un sens par rapport au thème de l'enquête.

tique). Nous pouvons tester alors notre hypothèse par la significativité du coefficient de la variable explicative «rang» dans chacun des modèles appliqués aux variables précitées⁽²³⁾. Dans le cas où le rang demeure significatif, on peut évaluer l'influence qu'il exerce sur l'estimation du phénomène concerné, étant entendu que cet effet peut correspondre à des caractéristiques, propres à ces populations, autres que les caractères sélectionnés ou collectés.

Rang d'appel : les modèles

Partant des variables socio-démographiques présentes dans l'enquête, nous effectuons, pour chaque sexe, une sélection «pas à pas» avec élimination des variables devenues inutiles (*stepwise*)⁽²⁴⁾ parmi les 32 variables indicatrices⁽²⁵⁾. Afin de pouvoir interpréter les coefficients, nous avons gardé les variables *indicatrices* associées à un caractère dès que l'une d'elles se trouvait sélectionnée par la procédure pas à pas. Cependant, nous avons procédé à des regroupements en construisant nos variables indicatrices puisqu'un trop grand détail aurait été inutile pour notre propos. Ainsi n'avons-nous que la variable marié(e) (sélectionnée par la procédure pas à pas) sans ajout d'autres variables indicatrices (célibataire, veuf/ve, divorcé/e), ce choix étant justifié par le fait que les caractères «marié(e)» et «en couple» nous semblent suffisants pour décrire les situations en relation avec les phénomènes étudiés⁽²⁶⁾.

Les deux modèles obtenus, dans le cas des femmes et celui des hommes, sont présentés dans le tableau 4. La variable dépendante est le rang d'appel téléphonique codée 0 pour les 9 premiers déciles et 1 pour le dernier.

Nous avons choisi d'introduire, parmi les variables à sélectionner, les jour et heure d'appel bien que ceux-ci ne fassent pas partie, à proprement parler, de caractéristiques de l'enquêté(e). Certaines professions se traduisent par des horaires et des jours de repos particuliers : le jour d'appel sera alors un élément complétant les variables de situation professionnelle. Des interactions entre des variables comme «marié» ou «en couple» avec l'âge ont été considérées, mais elles n'ont pas été sélectionnées par la procédure. Les modèles obtenus sont satisfaisants puisque les tests sur les rapports de vraisemblance (*likelihood ratio test*)⁽²⁷⁾, permettant d'apprécier la contribution du modèle à prédire la variable dépendante, sont significatifs dans chacun des cas (au seuil de 5%).

(23) Notre démarche reprend celle de W. Aquilino (1991) que nous évoquerons plus loin.

(24) Avec un seuil d'entrée de 0,25 et un seuil de rétention de 0,05 (cf. Hosmer & Lemeshow, 1989, pp. 86).

(25) Voir en annexe pour la description de ces variables.

(26) Nous avons vérifié, pour chaque modèle, qu'aucune corrélation entre variables indépendantes n'atteignait 0,7.

(27) $G = -2 \text{Log} (L_0/L_p)$ avec p le nombre de paramètres du modèle comparé au modèle sans variable explicative.

TABLEAU 4. – RÉGRESSION LOGISTIQUE DU RANG D'APPEL TÉLÉPHONIQUE SUR LES CARACTÉRISTIQUES SÉLECTIONNÉES DES ENQUÊTÉS, PAR SEXE

Variables indépendantes	Femmes		Hommes	
	Prob $> \chi^2$	Risque relatif	Prob $> \chi^2$	Risque relatif
Constante	0,000	5,7	0,000	9,1
Commune rurale	n.s.	1,1	n.s.	1,0
Ville \geq 200 000 h	0,003	0,8	0,008	0,8
Ville $<$ 200 000 h	–	1,0	–	1,0
Age $<$ 30 ans	0,000	0,5	0,000	0,6
29 $<$ âge $<$ 55 ans	0,000	0,6	0,001	0,7
54 $<$ âge $<$ 70 ans	–	1,0	–	1,0
Marié(e)	0,000	1,5	0,002	1,4
Non marié(e)	–	1,0	–	1,0
En couple	0,000	0,6	0,000	0,6
Non en couple	–	1,0	–	1,0
Adulte dans ménage	0,000	1,9	0,000	2,2
Pas d' autre adulte	–	1,0	–	1,0
Enfant dans ménage	0,000	1,5	0,006	1,3
Pas d' enfant mineur	–	1,0	–	1,0
Non réponse PCS	0,000	0,4	0,000	0,3
Inactif(ve)	0,024	1,4	0,071	1,4
Indépendant(e)	0,007	1,7	0,057	0,7
Technicien(ne)	0,084	1,2	n.s.	1,1
Employé(e)	0,001	1,5	n.s.	0,9
Ouvrier(e)	0,000	1,9	n.s.	1,2
Cadre	–	1,0	–	1,0
Chômage récent	0,032	1,2	–	–
Pas de chômage (5 ans)	–	1,0	–	–
Lundi	0,001	0,8	0,003	0,7
Mercredi	0,050	0,8	0,015	0,8
Samedi	0,007	1,2	n.s.	1,2
Autres jours	–	1,0	–	1,0
Baccalauréat	–	–	n.s.	0,9
Diplôme $>$ bac.	–	–	0,000	0,8
Pas de dipl. ou dipl. $<$ bac	–	–	–	1,0
Qualité du modèle $G = -2\text{Log}(L_0/L_1)$	χ^2 (dl) 491,4(18)	prob. 0,000	χ^2 (dl) 340,4(19)	prob. 0,000
Effectif	10 941		8 810	

Test de Wald, risque d'appel à un rang faible pour chaque variable relativement à la catégorie exclue (notée avec un risque relatif égal à 1)
G : rapport de vraisemblance (*Likelihood ratio test*)
n.s. : non significatif au seuil de 10 %
0,000 signifie : probabilité inférieure à 0,0005

Le risque relatif, associé à chaque variable indicatrice, est exprimé par rapport à la modalité absente. Les catégories exclues apparaissent clairement à la lecture du tableau 4 puisqu'elles ne présentent pas de probabilité de dépasser la valeur test et ont un risque relatif unitaire.

Puisque nos modèles sont multi-variés, les risques relatifs (*odds ratio* Ψ) sont à comprendre toutes choses égales par ailleurs (c'est-à-dire avec contrôle des effets des variables sélectionnées autres que la variable considérée). Les risques relatifs sont estimés par rapport à la catégorie de référence 0 ($\Psi = \Omega_0/\Omega_1$). Ainsi, pour une femme, la variable indicatrice « mariée » présente un risque relatif de 1,45 : cela signifie que le risque d'être appelée avant le 6^{ème} appel est accru de 45 % lorsque l'interviewée est mariée (toutes choses égales par ailleurs). La constante, quant à elle, correspond à la situation de référence de chaque variable explicative⁽²⁸⁾. Pour les variables à plusieurs modalités (k), la lecture du risque relatif sera semblable dans la mesure où l'effet de la variable indicatrice joue par rapport à la modalité absente (il y a toujours $k - 1$ variables). Par exemple, les femmes, exerçant une « profession indépendante » présentent un « risque » d'être jointe à un rang faible près de deux fois plus grand ($\Psi = 1,7$) que lorsque la PCS est « cadre » (catégorie de référence). Par contre, toujours dans le cas des femmes, la variable « moins de 30 ans » indique que leur risque d'être interviewées avant 6 appels est moitié moindre ($\Psi = 0,5$) que pour les femmes de plus de 54 ans (catégorie de référence), ou que leur risque d'être jointes à des rangs élevés est double.

Étude de l'effet du rang d'appel sur quelques variables de comportement

Nombre de partenaires sexuels

Nous considérerons ce nombre établi sur trois périodes : 12 derniers mois, 5 dernières années, vie entière. Cette variable étant quantitative, notre test se fera au moyen d'une régression linéaire de celle-ci sur les variables sélectionnées dans le modèle précédent et la variable indépendante *rang*⁽²⁹⁾. Parce que le nombre de partenaires correspond davantage à un modèle multiplicatif qu'additif⁽³⁰⁾ et afin de respecter l'hypothèse de normalité de distribution de la variable dépendante, nous sommes passés en logarithme⁽³¹⁾. Bien qu'un modèle de régression linéaire suppose les variables explicatives continues, l'emploi de variables binaires *indicatrices* (*dummy*) est possible, les tests sur leurs coefficients associés (tests de Student sur b/σ_b) restant valables⁽³²⁾. L'âge, par contre, est présent sous forme de variable

(28) B. Riandey, 1991, p. 83.

(29) Rappelons que la variable *rang* est codée 0 pour les rangs d'appel 1 à i et 1 pour les rangs $i + 1$ à 12 ($i = 5$ pour les femmes et 6 pour les hommes).

(30) En effet, peut-on raisonnablement estimer comme identique la progression de 1 à 2 partenaires à celle de 11 à 12 ?

(31) $\log(\text{nombre de partenaires} + 1)$.

(32) Cf. Saporta (1990, p. 398) et Lewis-Beck (1980, p. 67).

continue (avec transformation logarithmique) puisque l'usage de variable binaire n'est plus justifié dans ce cas. Le tableau 5 présente les résultats, par sexe.

TABLEAU 5. – RÉGRESSION LINÉAIRE DU NOMBRE DE PARTENAIRES SEXUELS (3 PÉRIODES) SUR LES VARIABLES SÉLECTIONNÉES, PAR SEXE : ÉTUDE DU RANG (coefficient non standardisé, test de *Student* associé)

Période considérée	Variable indépendante <i>rang</i> (2 classes)					
	Femmes			Hommes		
	coeff.	Prob.	effectif	coeff.	Prob.	effectif
12 mois	0,028	0,001	10 936	0,031	0,013	8 805
5 ans	0,046	0,000	10 881	0,062	0,004	8 762
Vie entière	0,060	0,004	10 307	0,115	0,002	8 622

0,000 : signifie : probabilité inférieure à 0,0005.

Le coefficient de la variable *rang* (2 classes) reste significatif (au seuil de 5 %) malgré la présence des autres variables issues des modèles précédents et quelle que soit la période considérée⁽³³⁾. Si l'on étudie, par exemple, le nombre de partenaires au cours des 5 dernières années, on relève que, dans le cas des femmes, le nombre moyen de partenaires est augmenté de 5 % en cas de *rang* d'appel supérieur à 5, toutes choses égales par ailleurs (c'est-à-dire pour les 17 autres variables *indicatrices* maintenues constantes). Quant aux hommes, cette progression est de 6 %. L'effet est significatif ce qui se vérifie si l'on compare le modèle sans la variable *rang* au modèle avec celle-ci⁽³⁴⁾.

On peut cependant considérer que, seul, le fait d'avoir eu de multiples partenaires, au cours de la période déterminée, nous intéresse. Auquel cas, nous travaillerons sur une variable dépendante binaire valant 1 lorsque le nombre de partenaires est supérieur à deux, 0 sinon. Un modèle *logit* sera utilisé, incluant la variable *rang* binaire parmi les variables explicatives, en plus des variables sélectionnées. Le tableau 6 en présente brièvement les résultats, par sexe.

La population caractérisée par un *rang* d'appel élevé ne se distingue pas par l'importance du multipartenariat (au sens strict) sur une période courte et récente (atteignant 5 ans pour les femmes, 12 mois seulement pour les hommes), à variables explicatives du modèle constantes. Par contre, sur des périodes plus longues (vie entière pour les femmes, 5 ans

⁽³³⁾ Les tests statistiques, appréciant la valeur explicative de l'ensemble de ces variables indépendantes pour la détermination de la variable *nombre de partenaires*, sont significatifs, pour chaque modèle, au seuil de 1 % (Prob. > F).

⁽³⁴⁾ Le test d'amélioration du modèle par l'inclusion de la variable *rang* est, pour les femmes, de $F = 13,0$ ($F(1;10862) = 6,63$ au seuil de 1 %) et $F = 8,98$ pour les hommes ($F(1;8744) = 6,64$ au seuil de 1 %), les R^2 des modèles sans le *rang* étant respectivement de 0,163 et 0,220.

TABLEAU 6. – RÉGRESSION LOGISTIQUE DE LA VARIABLE MULTIPARTENARIAT (BINAIRE) SUR LES VARIABLES SÉLECTIONNÉES, PAR SEXE : ÉTUDE DU RANG (test de Wald, risque d'être multipartenaire relativement aux premiers rangs)

Période considérée	Variable indépendante <i>rang</i> (2 classes)			
	Femmes		Hommes	
	Prob. > χ^2	Risque relatif	Prob. > χ^2	Risque relatif
12 mois	n.s.	0,933	n.s.	0,860
5 ans	n.s.	0,881	0,000	0,719
Vie entière	0,034	0,864	0,084	0,849

Lire : pour une femme, le risque d'être multipartenaire (vie entière) est diminué de 1/4 quand elle est jointe avant 6 appels, ou augmente de 15,7% (1/0,864-1) si le rang est élevé.
n.s. : non significatif au seuil de 10 %.
0,000 signifie : probabilité inférieure à 0,0005.

pour les hommes), il y a davantage de multipartenaires parmi les personnes jointes à des rangs élevés (à variables du modèle constantes). Par conséquent, si l'on se reporte à nos modèles linéaires précédents, la variable rang (binaire) «explique» la variation du nombre de partenaires sexuels déclarés sans pour autant «expliquer» le passage du mono-partenariat au multi-partenariat sur une période récente.

Effet du rang d'appel sur trois variables comportementales qualitatives : utilisation du préservatif, pratiques homosexuelles, consommation de drogue

Dans le cas de l'**utilisation du préservatif** (au cours des 12 derniers mois), nous avons conduit une régression logistique avec une variable dépendante binaire (valant 1 lorsqu'il y a eu utilisation, 0 sinon) et pour variables indépendantes, le rang (2 classes) et les variables (*indicatrices*) des modèles élaborés précédemment. Les quelques non-réponses partielles à cette question ont été éliminées. Le tableau 7 présente les résultats des tests de Wald pour la variable rang (binaire) dans chacun des modèles *logit*. L'échantillon ne comprend ici que les personnes ayant une expérience sexuelle.

Nous pouvons donc constater que l'effet qui pourrait être dû à la caractéristique d'être joint à des rangs élevés n'est plus significatif (au seuil de 10 %), quel que soit le sexe, après prise en compte de toutes les variables en lien avec le rang, alors qu'il présente une significativité lorsque cette variable est seule dans le modèle⁽³⁵⁾.

En ce qui concerne les **pratiques homosexuelles** (au cours des 5 dernières années), nous avons conduit, comme précédemment, une régression logistique de cette variable (codée 1 en cas de déclaration d'au moins un

⁽³⁵⁾ Dans ce dernier cas, les femmes jointes à un rang élevé, par exemple, ont un «risque» (d'utilisation du préservatif) accru de 28 %.

TABLEAU 7. – RÉGRESSION LOGISTIQUE DE VARIABLES COMPORTEMENTALES (UTILISATION DU PRÉSERVATIF, PRATIQUES HOMOSEXUELLES, CONSOMMATION DE DROGUE), PAR SEXE, SUR LES VARIABLES SÉLECTIONNÉES : ÉTUDE DU RANG (test de Wald, risque de déclarer le comportement considéré relativement aux premiers rangs)

Variable dépendante comportementale	Variable indépendante rang (2 classes)			
	Femmes		Hommes	
	Prob. χ^2	Risque relatif	Prob. χ^2	Risque relatif
Utilisation préservatif (1 an)	n.s.	1,022	n.s.	0,904
<i>Effectif</i>	9 541		8 172	
Pratiques homosexuelles (5 ans)	n.s.	1,550	n.s.	1,089
<i>Effectif</i>	9 539		8 169	
Consom. drogue (vie entière)	n.s.	1,079	n.s.	0,975
<i>Effectif</i>	10 928		8 805	
n.s. : non significatif au seuil de 10 %.				

partenaire sexuel de même sexe au cours des 5 dernières années, 0 sinon) sur les mêmes variables explicatives que plus haut. Le tableau 7 inclut les résultats obtenus pour la variable explicative *rang*.

Rappelons que nous ne considérons que les personnes ayant une expérience sexuelle. Les résultats montrent que le coefficient associé à la classe de rang d'appel n'est plus significatif (au seuil de 10 %) après prise en compte des facteurs de confusion. Dans le cas des femmes, nous avons vérifié que l'absence d'effet constatée (la probabilité est 0,105) se maintient si l'on considère les pratiques homosexuelles au cours de la vie entière (Prob > $\chi^2 = 0,5677$).

Enfin, nous avons mené une régression logistique de la variable **consommation de drogue**, douce ou dure, au cours de la vie (codée 1 en cas de déclaration de consommation, au moins une fois, de drogue au cours de la vie, 0 sinon) sur les mêmes variables explicatives que plus haut. On se reportera au tableau 7 qui présente également les résultats obtenus pour la variable explicative *rang*. L'effet qui semblait dû au fait d'appartenir à la catégorie des « difficiles à joindre » disparaît dès que l'on prend en compte des caractères de confusion, quel que soit le sexe.

Effet du rang d'appel : conclusion

Les personnes contactées par téléphone à des rangs d'appel élevés (au-delà du 5^{ème} rang pour les femmes, du 6^{ème} pour les hommes) présentent des caractéristiques socio-démographiques particulières. Il s'agit davantage d'enquêtés vivant seuls, d'habitants de grandes agglomérations

et de détenteurs de diplômes égaux ou supérieurs au baccalauréat. La moyenne d'âge est plus jeune. L'effort de collecte permet donc de joindre des catégories généralement difficiles à enquêter.

Les réponses aux questions comportementales *utilisation du préservatif* (12 mois), *pratiques homosexuelles* (5 ans), *consommation de drogue* et le *multipartenariat au sens strict* (plus d'un partenaire) au cours de période récente (12 mois pour les hommes et jusqu'à 5 ans pour les femmes), ne se distinguent pas significativement selon la difficulté de contact avec l'enquêté. Par contre, le nombre de partenaires est plus élevé parmi les enquêtés de rang d'appel élevé (dernier décile), ainsi que le multipartenariat *au sens strict*, au cours de périodes longues (à partir de 5 ans pour les hommes, vie entière pour les femmes), qui est davantage présent parmi les enquêtés difficiles à joindre. Ces derniers points justifient donc le fait d'avoir poursuivi la collecte au-delà du 6^{me} appel. Par ailleurs, si notre supposition de départ est vraie (à savoir, la sous-population contactée lors des derniers appels est identique à celle qui n'a pu être jointe au bout de 12 appels), nous disposons donc, dans l'échantillon réalisé, des individus nous permettant un redressement pertinent. Cependant nous ne pouvons savoir, à partir de ces résultats, si notre borne supérieure de 12 appels est justifiée ou non. Ce choix n'est pas sans incidence sur les coûts de l'enquête puisque le temps moyen écoulé entre le premier appel et l'entretien s'établit à 3,3 jours ($\sigma = 9$) pour les rangs 1 à 6 et à 25,4 jours au-delà ($\sigma = 21$).

Aurions-nous raison d'établir une limite plus basse au nombre maximum d'appels? En d'autres termes, nous pourrions considérer que les tout derniers appels (disons les 5 derniers pourcents) sont très coûteux (en temps et en argent) et qu'ils risquent de ne rien apporter de plus à notre estimation du phénomène. Pour vérifier ce dernier point, nous avons créé une nouvelle variable *rang* à 3 classes (dont la distribution est à peu près 85 % pour les rangs 1-4, 10 % pour les rangs 5-8 et 5 % pour les 9-12). Le délai moyen entre le premier appel et le jour de l'enquête s'élève à 17,4 jours ($\sigma = 19,2$) pour les rangs 5 à 8, contre 2 jours pour les rangs 1 à 4, et 29 jours pour les rangs 9 à 12. Il convient d'appliquer, à nouveau, notre méthode à ce cas de 3 classes. Nous avons donc conduit les régressions linéaires du nombre de partenaires (transformation logarithmique) sur les variables sélectionnées, avec deux variables binaires indicatrices représentant les deux dernières classes. Pour les femmes comme pour les hommes, leurs coefficients sont significatifs au seuil de 5 % sur les trois périodes (12 mois, 5 ans, vie entière). Ceci tend donc à justifier la poursuite des appels au-delà du rang 8 (la limite des 5 derniers pourcents) pour obtenir une estimation plus précise du nombre de partenaires sexuels et du multipartenariat.

Il apparaît donc que le mode de collecte par voie téléphonique, permettant des tentatives de contact répétées à un coût moins élevé qu'en face à face, offre la possibilité d'inclure dans l'échantillon réalisé des enquêtés

difficiles à joindre ; or ceux-ci présentent des caractéristiques qui se rapprochent de celles des personnes qui échappent à l'enquête.

II. – Étude de la présence du conjoint au cours de l'entretien

Le processus d'interaction, lors d'une interview, ne reproduit que partiellement les conditions d'une conversation « naturelle »⁽³⁶⁾ ; aussi la mesure qui en est issue peut-elle subir des effets différentiels de sur- ou sous-déclaration⁽³⁷⁾. Ajoutées à ceux-ci, d'autres distorsions sont possibles. Des auteurs ont montré que la présence d'une tierce personne au cours d'une interview peut changer les déclarations des répondants d'une manière non aléatoire, introduisant, par le fait, un biais (Aquilino 1991, Taietz 1962).

Ces observations, dans le cas de questionnement en mode face à face et en mode auto-administré, peuvent-elles être étendues au cas du mode téléphonique CATI (Computer Assisted Telephone Interviewing) ? Dans un contexte très proche de l'enquête ACSF, l'étude de Uitenbroek et McQueen (1991), en Grande-Bretagne, apporte un élément de réponse puisque la présence d'un tiers, au moment où le répondant décroche le téléphone, a été notée comme une des causes de refus de l'enquête (échantillon 18-50 ans). Par contre, d'autres travaux (par exemple, Silver *et al.*, 1986, sur les intentions de vote) indiquent que les réponses n'en sont pas affectées.

Nous tentons de répondre à la question suivante : la présence d'un tiers a-t-elle une influence sur des estimations liées à des sujets sensibles ? Nous étudions ainsi les déclarations du nombre de partenaires sexuels (au cours des 12 derniers mois, 5 dernières années, la vie entière), des pratiques homosexuelles (5 dernières années), de l'utilisation du préservatif (12 derniers mois), de la consommation de drogue (vie entière).

La méthode Comme pour l'étude précédente, notre approche consiste à modéliser la probabilité de la présence d'un tiers au cours de l'entretien à l'aide des caractéristiques de l'interviewé, puis d'utiliser les variables sélectionnées afin de contrôler l'effet de la tierce personne sur quelques variables sensibles de l'enquête ACSF (cf. W. Aquilino, 1991). Nous pourrions alors tester si la variable *tiers présent* présente des coefficients significatifs dans les modèles (logistiques ou linéaires) élaborés pour ces variables de comportement⁽³⁸⁾. Ainsi, dans le cas d'un modèle linéaire (pour un caractère comme le nombre de partenaires sexuels), le

⁽³⁶⁾ Cette procédure, d'une part, supprime le « local control » (Suchman and Jordan, 1990, Shepherd and Vincent, 1991), c'est-à-dire qu'elle empêche l'improvisation ou l'adaptation à la situation présente (*locale*) du fait de sa standardisation. D'autre part, elle peut provoquer un conflit, chez l'interviewé, entre l'adhésion au rôle de « bon répondant » (sincère) et le désir de bonne présentation de soi (Bradburn *et al.* 1978, Spanier 1976).

⁽³⁷⁾ Cf. Zempléni, 1961, pp. 18-27, Bradburn *et al.* 1978.

⁽³⁸⁾ Cf. Aquilino 1991, Odynak 1987.

résultat du test de Student (b/σ_b) concernant le coefficient estimé de la variable indépendante « présence d'un tiers », nous indique si celle-ci demeure liée au phénomène étudié après la prise en compte des facteurs de confusion. Cette méthode nous assure, en cas d'effet significatif de cette variable, que celui-ci ne peut être dû à la non inclusion, dans le modèle, d'une variable explicative liée à la présence d'un tiers. Cependant, la sélection de nos variables socio-démographiques est limitée aux questions exploitables de cette enquête, si bien que nous ne pouvons pas nous prémunir contre le fait d'avoir ignoré une variable importante qui n'aurait pas été collectée. Nous y reviendrons dans la discussion des résultats.

Évoquons brièvement notre démarche. Nous avons testé l'effet de la présence d'une tierce personne, quel que soit son lien avec l'enquêté. Cette étude n'a mis en évidence aucun résultat significatif (au seuil de 5 %) pour les variables « sensibles » sélectionnées (avec la méthode décrite plus haut), ce qui nous conduisait à conclure à l'absence de tout effet. Cependant, il nous a semblé que l'hypothèse testée dans ce cas manquait de précision puisque l'on risquait d'agréger des phénomènes de nature différente (présence d'ami, de parent, de conjoint,...).

La sexualité est un domaine où les normes sociales et morales s'exercent fortement. Les partenaires d'un couple, par leurs échanges, construisent des définitions de situation et de comportement comme, par exemple, l'union, le mariage, la fidélité,...⁽³⁹⁾. Si l'un des conjoints adopte un comportement qui entre en conflit avec ces adhésions communes, ses réponses pourraient être affectées par la présence de l'autre conjoint. Nous travaillerons donc à partir de l'hypothèse suivante : *la présence du conjoint de l'enquêté(e) est un facteur de perturbation de la mesure de nos variables « sensibles »*. En conséquence, parmi les enquêtés interrogés nous sélectionnons un sous-échantillon regroupant les personnes en couple qui n'ont pas été interrogées en présence d'un tiers, et les personnes en couple enquêtées en compagnie de leur conjoint, en tolérant pour ces dernières la présence simultanée d'enfant(s)⁽⁴⁰⁾ à l'exclusion d'autres catégories. Ainsi disposons-nous de 77 % des femmes en couple et de 82 % des hommes en couple⁽⁴¹⁾. Le tableau 8 résume les effectifs de ces différents échantillons.

Les données Nous limitons donc notre étude à un sous-échantillon rassemblement, d'une part, *les personnes vivant en couple et interrogées sans tiers présent*, et, d'autre part, *les enquêtés en présence de leur conjoint (avec ou sans enfant présent)*, c'est-à-dire 6 186 femmes et 5 430 hommes.

(39) Cf. Thomson and Williams, 1982.

(40) Ceci de façon à ne pas éliminer trop de couples avec enfant. La répartition des entretiens en présence d'un tiers selon le lien de parenté avec l'enquêté se trouve en annexe.

(41) Se trouvent donc exclus les personnes en couple interrogées en présence d'autres tiers que le conjoint (et les enfants) et les enquêtés n'ayant pas répondu à la question : *Y avait-il quelqu'un d'autre dans la pièce pendant que je vous posais les questions ?*, ou à la question suivante : *De qui s'agit-il ?* Nous excluons aussi les personnes vivant en collectivité.

TABLEAU 8. – PRÉSENCE D'UN TIERS AU COURS DE L'ENTRETIEN : DISTRIBUTION PAR SEXE

Echantillon	Femmes		Hommes	
	Effectif	%	Effectif	%
<i>Ensemble</i>				
Présence/absence connue	10 833	100,0	8 749	100,0
Tiers présent	2 780	25,7	2 268	25,9
Tiers absent	8 053	74,3	6 481	74,1
Dont : en couple (tiers absent)	5 221	48,2	4 351	49,7
<i>Tiers présent, lien de parenté précisé</i>				
Lien exprimé	2 265	100,0	1 707	100,0
Conjoint présent (au moins)	1 159	51,2	1 292	75,7
Dont : conjoint avec ou sans enfant présent	965	42,6	1 079	63,2
<i>Echantillon en couple</i>				
Total	6 186	100,0	5 430	100,0
Sans tiers présent	5 221	84,4	4 351	80,1
Conjoint (enfant) présent	965	15,6	1 079	19,9

TABLEAU 9. – POURCENTAGE D'ENTRETIENS EN PRÉSENCE D'UN CONJOINT EN FONCTION DU JOUR ET DE L'HEURE, PAR SEXE

	Conjoint † présent (%)	
	Femmes	Hommes
Lundi	17,81	19,63
Mercredi	13,59	18,16
Samedi	14,84	20,31
Autres jours	16,11	20,22
Prob. > χ^2	0,067	0,611
8h-11h29	8,53	17,85
11h30-14h00	17,22	19,91
14h01-16h30	12,13	19,85
16h31-19h59	15,72	19,40
20h00-22h00	22,77	22,52
Prob. > χ^2	0,000	0,305
Ensemble (Effectif total)	15,60 (6 186)	19,87 (5 430)

0,000 signifie : probabilité inférieure à 0,0005.
† : conjoint présent avec ou sans présence d'un enfant.

Si l'on se penche sur les répartitions par jour et par heure de la présence du conjoint, on constate qu'elles ne varient significativement que pour les femmes, comme le montre le tableau 9. Dans ce cas, les entretiens en présence du conjoint ont une fréquence plus élevée le lundi et en fin

TABLEAU 10. – VARIABLES SOCIO-DÉMOGRAPHIQUES, EN FONCTION DE LA PRÉSENCE D'UN CONJOINT AU COURS DE L'ENTRETIEN, PAR SEXE

Caractères	Femmes			Hommes		
	Pas de tiers présent	Conjoint † présent	Test* Prob.	Pas de tiers présent	Conjoint † présent	Test* Prob.
<i>Moyenne (écart type)</i>						
Age enquêté(e)	42,0(13)	44,8(15)	0,000	43,0(13)	44,9(14)	0,000
Taille ménage	3,2(1,3)	2,8(1,1)	0,000	3,2(1,3)	3,0(1,3)	0,000
<i>Proportion du caractère déclaré**</i>						
Etranger(e)	6,36	9,12	0,002	8,43	9,27	n.s.
Situation matrimoniale						
Marié(e)	83,11	87,36	0,001	82,30	86,65	0,001
Célibataire	13,73	9,64	0,001	14,27	11,03	0,005
Divorcé(e)	2,53	2,07	n.s.	2,67	1,58	0,038
Enfants dans le ménage						
Au moins 1 mineur	49,07	38,34	0,000	51,16	44,95	0,000
Situation professionnelle						
Indépendant(e)	6,99	7,56	n.s.	9,84	8,90	n.s.
Inactif(ve)	11,13	11,81	n.s.	1,90	0,83	0,010
Salarié(e)	76,15	73,37	0,064	80,37	79,80	n.s.
Ouvrier(e)	11,89	14,40	0,029	28,13	32,81	0,002
Employé(e)	38,88	42,38	0,041	10,34	10,57	n.s.
Technicien(ne)	17,41	12,33	0,000	22,13	24,28	n.s.
Cadre	7,97	4,25	0,000	19,77	12,14	0,000
Non réponse PCS	5,73	7,25	0,066	7,88	10,47	0,005
Lieu de résidence						
Commune rurale	27,85	26,32	n.s.	27,49	30,03	0,096
Ville > 200 000 h	35,53	33,16	n.s.	35,65	33,36	n.s.
Diplôme						
CAP-BEP	20,13	18,86	n.s.	17,44	18,16	n.s.
Autres dip. < bac	32,10	37,93	0,000	35,69	42,72	0,000
Baccalauréat	13,75	13,16	n.s.	11,72	7,78	0,000
Diplôme > bac.	20,15	11,71	0,000	23,47	15,76	0,000
<i>(Effectif)</i>	<i>(5 221)</i>	<i>(965)</i>	<i>(6 186)</i>	<i>(4 351)</i>	<i>(1 079)</i>	<i>(5 430)</i>
* test de Student si variable quantitative, du χ^2 si qualitative.						
** lire : 83 % des femmes (sans tiers présent) déclarent être mariées.						
n.s. : non significatif au seuil de 10 %.						
0,000 signifie : probabilité inférieure à 0,0005.						
† : conjoint présent avec ou sans présence d'un enfant.						
base : ensemble des couples avec conjoint présent † ou sans tiers présent.						

de journée (à partir de 20 heures) pour les jours de la semaine, sauf le mercredi où la tranche 12-14 heures est alors plus importante.

Le tableau 10 présente les principales caractéristiques des enquêtés suivant qu'il y a ou non présence du conjoint. Comme pour l'étude de l'effet du rang, nous avons indiqué les résultats des tests statistiques (χ^2 , *Student*). On remarque que, pour les femmes comme pour les hommes, les entretiens en présence du conjoint touchent davantage les personnes mariées, tout comme celles qui n'ont pas de diplôme ou des diplômes inférieurs au baccalauréat. De plus, les couples concernés ont moins d'enfants et, pour les femmes, la proportion d'étrangères est plus importante tandis que, pour les hommes, il y a davantage de ruraux. Enfin, on notera que les enquêtés interviewés en présence de leur conjoint présentent un taux plus élevé de non-réponses à la question situation professionnelle (7 % contre 5,7 pour les femmes, 10,4 % contre 7,9 pour les hommes).

Pour les variables comportementales, leurs principales caractéristiques, pour cet échantillon, figurent dans le tableau 11. Nous écarterons, dans l'étude de la variable « pratiques homosexuelles », le cas des couples homosexuels (15 pour les hommes et 2 pour les femmes, dans notre sous-échantillon). Selon notre hypothèse, un comportement ne donne lieu à des

TABLEAU 11. – VARIABLES COMPORTEMENTALES PRISES EN COMPTE, EN FONCTION DE LA PRÉSENCE D'UN CONJOINT AU COURS DE L'ENTRETIEN, PAR SEXE

Caractères	Femmes			Hommes		
	Pas de tiers présent	Conjoint † présent	Test* Prob.	Pas de tiers présent	Conjoint † présent	Test* Prob.
Nombre moyen de partenaires (écart type)						
12 derniers mois	0,99(0,4)	0,93(0,3)	0,000	1,07(0,6)	0,95(0,3)	0,000
<i>effectif total</i>	5 221	965	6 186	4 349	1 079	5 428
5 dernières années	1,28(1,3)	1,08(0,6)	0,000	1,95(4,8)	1,43(2,6)	0,000
<i>effectif total</i>	5 192	962	6 154	4 335	1 077	5 412
Vie entière	3,17(5,2)	2,32(3,2)	0,000	10,5(19)	9,60(19)	0,000
<i>effectif total</i>	4 900*	889	5 789	4 261	1 056	5 317
Proportion du caractère déclaré**						
Utilisation du préservatif (1 an)	12,20	9,74	0,034	15,01	11,53	0,004
<i>Effectif total</i>	5 025	914	5 939	4 223	1 032	5 255
Pratique homosexuelle (5 ans)	0,42	0,11	n.s.	1,04	0,18	0,009
<i>Effectif total</i>	5 023	914	5 937	4 221	1 032	5 253
Drogue (au cours de la vie)	6,86	2,70	0,000	13,47	8,44	0,000
<i>Effectif total</i>	5 217	963	6 180	4 350	1 078	5 428
* test de Wilcoxon si variable quantitative, du χ^2 si qualitative.						
** lire : 12 % des femmes (sans tiers présent) déclarent avoir utilisé un préservatif, soit 613 individus (non indiqué dans le tableau).						
n.s. : non significatif au seuil de 10 %.						
† : conjoint présent avec ou sans présence d'un enfant.						
0,000 signifie : probabilité inférieure à 0,0005.						
Base : ensemble des couples avec conjoint présent † ou sans tiers présent.						

effets de sous-déclaration que s'il est jugé déviant par rapport aux normes du couple. Pour cette variable, nous ne considérerons donc que le cas de la bisexualité. Les tests présents dans ce tableau (χ^2 et Wilcoxon) ne tiennent pas compte des facteurs de confusion. On constate qu'*a priori* la présence du conjoint a un effet significatif sur chacune des variables sensibles prises en compte.

**Effet de la présence du conjoint :
les modèles** Nous avons donc élaboré, pour chaque sexe, un modèle expliquant la présence du conjoint à l'aide d'une sélection de variables. Celle-ci a été effectuée par une procédure « pas à pas » avec élimination des variables devenues inutiles⁽⁴²⁾ sur un jeu de 33 variables binaires *indicatrices* (correspondant à 12 variables socio-démographiques)⁽⁴³⁾. Le tableau 12 présente les coefficients de régression et les risques relatifs (*odds ratio*) associés⁽⁴⁴⁾. Le modèle pour les femmes comporte 18 variables indicatrices (correspondant à 8 variables socio-démographiques), celui des hommes : 14 variables binaires (correspondant à 5 variables). La variable dépendante, *conjoint présent*, a été codée 1 en cas de présence de celui-ci (et éventuellement d'un enfant) et 0 en cas d'absence d'un tiers. Les deux modèles possèdent de bonnes qualités puisque les tests associés aux rapports de vraisemblance (likelihood ratio)⁽⁴⁵⁾ sont tous deux significatifs au seuil de 1 %.

Il convient de porter attention, pour la bonne compréhension des « risques relatifs » concernant les variables indicatrices, aux modalités de référence. Celles-ci sont identifiables, pour chaque groupe de variables binaires du tableau 12, par le fait qu'elles ne comportent pas de probabilité de dépasser la valeur test et qu'elles ont un risque relatif égal à l'unité. On lira, par exemple, que les femmes célibataires ont un « risque » d'être interrogées sans la présence d'un tiers accru de 66 % par rapport aux non-célibataires. Pour les hommes mariés le risque relatif est de 0,70, c'est-à-dire qu'il est diminué de 43 % ($1/0,70-1$) par rapport aux non-mariés. Ainsi, nous pouvons remarquer, parmi les autres catégories, celles qui présentent un risque plus faible d'être interrogées en présence de leur conjoint : les femmes vivant en milieu rural, les enquêtés diplômés (à partir du baccalauréat), les personnes dont l'âge se situe entre 29 et 55 ans. A l'inverse, les femmes étrangères et les hommes non-cadres voient leur risque accru. Nous constatons sans surprise que certaines heures (avant 20h et surtout avant 16h30) et un jour comme le mercredi sont davantage propices à des

⁽⁴²⁾ Procédure *stepwise*, avec un seuil d'entrée de 0,25 et un seuil de rétention 0,05.

⁽⁴³⁾ A celles-ci ont été également ajoutées les interactions entre l'âge et la situation matrimoniale, l'âge et le lieu de résidence, l'âge et le diplôme, mais aucune d'elles n'a été sélectionnée.

⁽⁴⁴⁾ Nous avons vérifié que les corrélations entre variables explicatives n'atteignent pas 0,70. Ainsi avons-nous dû n'introduire que l'une des deux variables *marié* ou *célibataire* du fait de leur forte liaison qui rendait l'estimation des deux coefficients instable.

⁽⁴⁵⁾ $G = -2\text{Log}(L_0/L_p)$, avec p le nombre de paramètres du modèle comparé au modèle sans aucune variable explicative.

TABLEAU 12. – RÉGRESSION LOGISTIQUE DE LA PRÉSENCE D'UN CONJOINT SUR LES CARACTÉRISTIQUES SÉLECTIONNÉES, PAR SEXE)

Variables indépendantes	Femmes		Hommes	
	Prob > χ^2	Risque relatif	Prob > χ^2	Risque relatif
Constante	0,042	1,37	0,000	2,69
Célibataire	0,000	1,66	–	–
Marié	–	–	0,002	0,70
Non célibat. ou non marié	–	1,00	–	1,00
Étranger(e)	0,008	0,71	–	–
De nationalité française	–	1,00	–	–
Inactif(ve)	–	–	n.s.	1,35
Non réponse PCS	–	–	0,000	0,58
Indépendant(e)	–	–	n.s.	0,91
Technicien(ne)	–	–	0,000	0,62
Employé(e)	–	–	0,046	0,73
Ouvrier(e)	–	–	0,015	0,71
Cadre	–	–	–	1,00
Age < 30 ans	n.s.	1,08	n.s.	0,99
29 < âge < 55	0,000	1,96	0,000	1,43
54 < âge < 70	–	1,00	–	1,00
Commune rurale	0,021	1,23	–	–
Ville \geq 200 000 h	n.s.	1,12	–	–
Ville < 200 000 h	–	1,00	–	–
Enfant dans ménage	0,000	1,39	0,030	1,21
Pas d'enfant mineur	–	1,00	–	1,00
CAP-BEP	0,010	1,36	n.s.	1,23
Autre diplôme < bac	n.s.	1,07	n.s.	1,11
Baccalauréat	n.s.	1,28	0,000	1,63
Diplôme > bac.	0,000	2,05	0,005	1,38
Pas de diplôme	–	1,00	–	1,00
Appel avant 11h30	0,000	5,32	–	–
Appel 11h30-14h	0,000	2,05	–	–
Appel avant 16h30	0,000	3,11	–	–
Appel avant 20h	0,000	1,94	–	–
Appel après 20h	–	1,00	–	–
Lundi	n.s.	0,82	–	–
Mercredi	n.s.	1,21	–	–
Samedi	0,003	0,71	–	–
Autres jours	–	1,00	–	–
<i>Effectif total</i>	6 186		5 430	

n.s. : non significatif au seuil de 10 %.
0,000 signifie : probabilité inférieure à 0,0005.
† : conjoint avec ou sans présence d'un enfant.
base : ensemble des couples avec conjoint présent † ou sans tiers présent.
Test de Wald, risque d'être interrogé sans tiers présent pour chaque variable relativement à la catégorie exclue (notée avec un risque relatif égal à 1).

entretiens sans témoin. Par contre, le lundi et le samedi ne procurent pas d'aussi « bonnes » conditions pour les entretiens téléphoniques.

Etude de l'effet de la présence du conjoint sur quelques variables de comportement

Nombre de partenaires sexuels

Cette variable étant quantitative, nous appliquons le modèle linéaire. Le tableau 13 présente les résultats des tests associés à la variable indépendante conjoint présent pour les femmes et les hommes, sur les trois périodes étudiées⁽⁴⁶⁾.

TABLEAU 13. – RÉGRESSION LINÉAIRE DU NOMBRE DE PARTENAIRES SEXUELS, SUR LES VARIABLES DU MODÈLE, PAR SEXE (coefficient non standardisé, test de *Student* associé)

Période	Variable indépendante « conjoint présent » †					
	Femmes			Hommes		
	Coeff.	Prob.> t	Effectif	Coeff.	Prob.> t	Effectif
12 mois	-0,018	0,004	6 186	-0,034	0,000	5 428
5 ans	-0,034	0,000	6 154	-0,069	0,000	5 412
Vie entière	-0,082	0,000	5 789	-0,082	0,016	5 317

Base : ensemble des couples avec conjoint présent † ou sans tiers présent.
† : conjoint présent avec ou sans présence d'un enfant.
0,000 signifie : probabilité inférieure à 0,0005.

Puisqu'il s'agit d'un modèle linéaire, l'âge a été introduit sous sa forme quantitative (avec une transformation logarithmique), ce qui explique le changement du degré de liberté du numérateur (une variable remplaçant 2 variables binaires *indicatrices*). On constate donc que l'effet demeure significatif, au seuil de 5 %, quel que soit le sexe. Les enquêtés, en présence de leur conjoint, citent donc moins de partenaires « toutes choses égales par ailleurs ». Ainsi, le nombre moyen de partenaires déclaré par les femmes (sur les 12 derniers mois) décroît-il de 1,8 % en cas de présence du conjoint (coefficient - 0,018). Il apparaît également que cet effet sur les déclarations est plus important chez les hommes que chez les femmes pour les périodes récentes. La comparaison entre les coefficients de la variable explicative conjoint présent estimés pour chaque sexe (en utilisant le même modèle, celui des femmes) montre que la différence est significative, au seuil de 5 %, pour les périodes récentes, c'est-à-dire les 12 derniers

(46) Les tests statistiques, appréciant l'effet de ces variables indépendantes sur la détermination de la variable *nombre de partenaires*, sont significatifs au seuil de 1 % (*Prob. > F*) dans chaque cas.

mois et les 5 dernières années mais ne le demeure plus au-delà⁽⁴⁷⁾. Ainsi, pour les 12 derniers mois, le coefficient (négalif) des hommes est double de celui des femmes. Or, si nous savons que ceux-ci déclarent plus de partenaires sexuels que les femmes (cf. Lagrange, 1991), il est apparu, lors de cette enquête, que l'écart s'amenuisait pour les évaluations portant sur des périodes courtes et récentes (ACSF, 1993, pp. 133-142). Notre démarche, partant d'un effet de biais de collecte, aboutit à un résultat cohérent avec ces analyses puisque la présence d'un conjoint amène les hommes à réduire, beaucoup plus que les femmes, leur évaluation du nombre de partenaires pour ces périodes.

Si l'on étudie le multipartenariat au sens strict (plus d'un partenaire au cours de la période considérée), on utilisera des modèles logit avec une variable dépendante binaire de multipartenariat. Dans ce cas, on constate que les effets restent significatifs au seuil de 5 % quels que soient la période et le sexe (tableau non présenté).

Étude de l'effet de la présence du conjoint dans le cas de trois variables comportementales qualitatives : utilisation du préservatif, pratiques homosexuelles, consommation de drogue

Considérons l'utilisation du préservatif au cours des 12 derniers mois : la variable à expliquer est binaire (elle vaut 1 s'il y a déclaration d'utilisation, 0 sinon), nous utilisons donc un modèle logistique. Le tableau 14 présente les résultats des tests de la variable explicative *conjoint présent* par sexe. Il n'apparaît pas d'effet significatif dû à la présence du conjoint au cours de l'entretien téléphonique, pour les femmes comme pour les hommes.

Si nous abordons les déclarations de pratiques homosexuelles, au cours des 5 dernières années, nous nous trouvons dans le même cas que précédemment, c'est-à-dire que nous étudions une variable qualitative et l'influence sur celle-ci de la présence du conjoint (variable binaire explicative). Le même tableau 14 présente les résultats des tests associés à la variable indépendante *conjoint présent* par sexe. Nous avons déjà signalé que, dans ce cas, nous écartons le cas des couples homosexuels de notre sous-échantillon. Les déclarations ne diffèrent pas significativement, toutes choses égales par ailleurs, du fait de la présence du conjoint. Il semble donc que la pratique présente soit assumée par les enquêtés. Notons cependant que la faiblesse des effectifs en jeu dans ce cas de bisexualité (sur 5 ans) rend difficile la mise en évidence d'un phénomène significatif.

⁽⁴⁷⁾ Pour comparer les pentes (b_f et b_h), nous avons utilisé la statistique $t = (b_f - b_h) / S_{b_f - b_h}$ (l'hypothèse H_0 correspond à l'égalité des pentes) sous sa forme simplifiée puisque les effectifs sont proches (les écarts type des coefficients estimés n'ont pas alors à être pondérés par les effectifs et les écarts type des variables dépendantes), c'est-à-dire que la variance de la différence entre les coefficients correspond à la somme des variances des coefficients ($S_{b_f - b_h} = \sqrt{S_{b_f}^2 + S_{b_h}^2}$, Glantz and Slinker, 1990, pp. 27-28). Elle donne $t = 1,993$ pour l'année (coefficient $- 0,018$ pour les femmes et $- 0,036$ pour les hommes) et $2,342$ pour les 5 ans ($- 0,034$ et $- 0,075$), contre $0,308$ pour la vie entière ($- 0,083$ et $- 0,095$).

TABLEAU 14. – RÉGRESSION LOGISTIQUE DES VARIABLES COMPORTEMENTALES (UTILISATION DU PRÉSERVATIF, PRATIQUES HOMOSEXUELLES, CONSOMMATION DE DROGUE) SUR LES VARIABLES DU MODÈLE, PAR SEXE : ÉTUDE DE L'EFFET DU CONJOINT (test de Wald, risque de déclarer le comportement considéré en l'absence de tiers relativement à la présence du conjoint)

Variable dépendante comportementale	Variable indépendante conjoint présent †			
	Femmes		Hommes	
	Prob > χ^2	risque relatif	Prob > χ^2	risque relatif
Util. préservatif (12 mois) <i>Effectif</i>	n.s. 5 939	1,047	n.s. 5 255	1,128
Prat. homosexuelles (5 ans) <i>Effectif*</i>	n.s. 5 925	3,448	n.s. 5 242	3,095
Consom. drogue (vie entière) <i>Effectif</i>	0,001 6 180	2,12	0,003 5 428	1,46

* : ne sont considérés que les couples hétérosexuels.
† : conjoint présent avec ou sans présence d'un enfant.
n.s. : non significatif au seuil de 10 %.
Base : ensemble des couples avec conjoint présent † ou sans tiers présent.

Pour la consommation de drogue (douce ou dure) au cours de la vie, nous disposons des résultats du modèle logistique dans le tableau 14. Nous constatons un effet significatif (au seuil de 5 %) aussi bien pour les femmes que pour les hommes : l'enquêté, en compagnie de son conjoint, présente une probabilité moindre de déclarer avoir consommé de la drogue (moitié moins pour les femmes, moins un tiers pour les hommes). Une première interprétation consiste à voir dans ce phénomène de dissimulation la conséquence d'une consommation, actuelle ou récente, de drogue en cachette du conjoint. Une seconde raison tiendrait davantage à la période considérée. La personne enquêtée en présence de son conjoint occulterait une période antérieure à la vie en couple (de ce couple tout au moins) pendant laquelle elle aurait eu un contact avec la drogue.

Effet de la présence du conjoint : Les opinions exprimées par les conjoints correspondent, au-delà des individus, à des caractéristiques du couple (Leridon, 1987 ; Thomson Williams, 1982). De ce fait, lorsque les interactions et la communication entre conjoints, sur un sujet donné, sont réelles, elles aboutissent à des définitions et des normes communes. On peut donc penser que la présence d'un conjoint, lors de l'entretien, ne doit pas exercer d'influence sur les déclarations. Cependant, cet énoncé risque de ne plus être vrai si la personne interrogée présente un comportement

non conforme à ces adhésions communes (déviance). C'est ce que nous avons cherché à tester pour des questions ayant trait à des comportements fortement individualisés comme le multipartenariat, la bisexualité et la consommation de drogue. L'utilisation du préservatif (12 derniers mois) ne porte pas seulement sur le domaine de la contraception⁽⁴⁸⁾, elle présente en effet un lien avec des pratiques extra-conjugales⁽⁴⁹⁾. Nous l'avons donc soumise aux mêmes tests. Nous considérerons que toutes ces questions peuvent donner lieu à des stratégies de dissimulation, consciente ou inconsciente, en cas de conflit entre le comportement de l'enquêté et les normes admises dans son couple.

L'opinion des enquêteurs sur la qualité des réponses qui leur ont été fournies semble conforter cette hypothèse⁽⁵⁰⁾. En effet, la proportion de réponses jugées *pas sincères* ou *pas du tout sincères* passe de 3,2 % pour les femmes, en cas d'absence d'un tiers, à 6,0 % en cas de la présence du conjoint (pour les hommes la proportion varie de 5,7 à 7,3 %)⁽⁵¹⁾.

Les comportements étudiés subissent un effet significatif de sous-déclaration, en cas de présence du conjoint, pour le multipartenariat (et le nombre moyen de partenaire) et la consommation de drogue, dure ou douce (sur la vie entière). Il peut s'agir de la dissimulation de comportements non admis au sein du couple. Cependant, un élément nous amène à nuancer cette hypothèse : le fait que les déclarations de bisexualité et d'utilisation du préservatif (dont le lien avec les relations extra-conjugales est établi) ne subissent aucun effet, semble indiquer que ce phénomène touche surtout les relations fantasmées pour les périodes récentes (12 mois, 5 ans). Par contre, en ce qui concerne les périodes « vie entière », les déclarations de comportements tels que le multipartenariat ou la consommation de drogue se trouveraient plus facilement omises du fait que ces événements sont antérieurs à la stabilité de cette union⁽⁵²⁾ ou étrangers à celle-ci.

En supposant que les informations concernant les conditions de l'entretien téléphonique aient été notées sans biais lors de la collecte, nous sommes donc amené à conclure, comme d'autres travaux l'ont montré dans le cas d'entretiens en face à face ou de questionnaires auto-administrés, que l'effet de la présence du conjoint est significatif sur les réponses des couples à des questions « sensibles » mais en précisant que cela n'est vrai que pour certains sujets. Enfin, rappelons que nous n'avons pu contrôler

⁽⁴⁸⁾ Le questionnaire sur les méthodes contraceptives ne donne pas lieu, en France, à des biais importants si la collecte respecte certaines précautions de présentation (Toulemon et Leridon 1991, Sardon 1987).

⁽⁴⁹⁾ Pour les mariés cohabitants hétérosexuels, la proportion d'hommes utilisant des préservatifs passe de 18 % pour les monopartenaires à 23 % pour les multipartenaires (ACSF, 1993, pp. 242-243). Pour les femmes, les proportions varient de 16 à 30 %.

⁽⁵⁰⁾ En fin d'entretien, l'enquêteur répondait à la question : *Avez-vous l'impression que les réponses de cette personne ont été : très sincères, ..., pas du tout sincères.*

⁽⁵¹⁾ Tests du χ^2 significatifs au seuil de 5 %.

⁽⁵²⁾ Ceci d'autant plus que « la sexualisation précoce de la relation entre partenaires ne doit pas être interprétée comme le signe d'une accentuation du caractère fusionnel des couples. C'est le contraire qui est vrai (...) le développement de la précocité correspond à l'irruption d'une sorte d'« individualisme sexuel » (...) » (M. Bozon, 1991, p. 86), ce qui peut se traduire par une restitution différente suivant la présence ou non du conjoint.

l'effet de la présence du conjoint qu'avec des variables socio-démographiques disponibles dans l'enquête. Nous ne disposons pas d'information sur les conditions de logement, par exemple.

Conclusion

La population que l'on a pu joindre par les derniers appels (dernier décile) présente des particularités que la prise en compte de facteurs de confusion ne permet pas d'atténuer dans tous les cas. Ainsi du nombre de partenaires (quelle que soit la période) et du taux de multipartenariat au sens strict (sur la période vie entière pour les femmes et au-delà d'un an pour les hommes) qui sont plus élevés parmi les personnes jointes avec difficulté. Par contre, aucun effet significatif n'apparaît pour les déclarations d'utilisation du préservatif (12 derniers mois), de consommation de drogue (vie entière) et de pratiques homosexuelles (5 dernières années). Les résultats concernant le nombre de partenaires confortent rétrospectivement la décision de poursuivre les appels au-delà du 8^{ème} (notre borne supérieure était de 12 appels). Il serait intéressant d'évaluer le gain, en qualité (précision) des estimations, dû à cet « acharnement » dans la collecte. Face aux implications en temps (durée moyenne de 25 jours pour les appels du dernier décile, contre 3,3 jours pour les 90 autres pourcents), et donc en ressources humaines et financières, de cette démarche, une telle étude statistique, qui reste à mener, fournirait de précieuses indications pour les responsables d'enquête.

Quant à la présence du conjoint durant l'entretien téléphonique, nous avons effectué les tests sur les mêmes variables comportementales que précédemment : nombre de partenaires sur la vie entière, les 5 dernières années et les 12 derniers mois, utilisation du préservatif (12 mois), pratiques homosexuelles (5 ans) et consommation de drogue (vie entière), en limitant notre étude à l'échantillon des « en-couple » et à la présence du conjoint comparée à l'absence de tiers.

Les résultats montrent que l'effet est significatif pour les questions portant sur le multipartenariat et la consommation de drogue, quel que soit le sexe. Cette perturbation entraîne, chez les enquêtés non isolés au moment de l'entretien, une moindre déclaration des comportements mal perçus socialement. Le phénomène nous semble comporter une part de limitation réaliste (frein aux relations fantasmées ou gratifiantes par exemple), surtout pour les périodes récentes, et une part de dissimulation (cacher un pan du passé ignoré du conjoint, résoudre un conflit entre normes et comportement). Il conviendrait, surtout pour les questions portant sur la vie entière, de compléter cette étude par une expérimentation permettant de confirmer ces résultats⁽⁵³⁾ et de tester certaines des hypothèses évoquées.

⁽⁵³⁾ Elle pourrait consister à disposer de deux sources d'information indépendantes, comme ce fut le cas pour l'expérimentation franco-belge sur la fiabilité des enquêtes rétrospectives (cf. Poulain *et al.*, 1991, Auriat, 1993).

Enfin, on remarque une différence entre les comportements féminins et masculins, concernant le nombre de partenaires déclaré. Sur les périodes récentes (12 mois, 5 ans), l'effet de la présence du conjoint est significativement plus important pour les hommes que pour les femmes, tandis qu'il est voisin sur une période couvrant la vie entière.

Jean-Marie FIRDION

ANNEXE

Description des variables indépendantes des modèles

Les **variables continues** ont été transformées en variables « indicatrices » (*dummy variables*) comme suit (elles valent 1 lorsque la caractéristique est réalisée, 0 sinon). Nous faisons figurer entre parenthèses la (les) variable(s) d'origine. Pour tout détail complémentaire concernant les questions posées, on se reportera à l'annexe Questionnaire de l'enquête du *Rapport* publié à la Documentation Française (ACSF 1993, pp. 307-336).

- adulte : présence d'au moins une personne majeure dans le ménage, en plus de l'enquêté (nombre de personnes majeures du ménage).
- mineur : présence d'au moins une personne mineure dans le ménage (nombre de personnes de moins de 18 ans du ménage).
- jeune : âge de l'enquêté(e) inférieur ou égal à 29 ans (âge).
- âge moyen : âge de l'enquêté compris entre 30 et 54 ans inclus (âge).

Pour les **variables qualitatives** chaque modalité correspond à une variable binaire indicatrice. Une des modalités n'a pas été codée afin d'éviter une liaison linéaire entre les variables. Le libellé exact des questions ou des modalités figure dans la reproduction du questionnaire en annexe du rapport ACSF (1993).

- étranger(e) nationalité étrangère déclarée (nationalité, ou pays de naissance si non réponse).
- salarié(e) actif ou retraité (situation professionnelle déclarée codée sur 1 poste).
- indépendant(e) actif ou retraité (situation professionnelle 1 poste).
- inactif(ve) y compris soldats du contingent, et les recherches d'emploi pour la première fois (situation professionnelle 1 poste).
- étudiant(e) (situation professionnelle codée sur 2 postes, c'est une sous-catégorie des inactifs/ves).
- ouvrier(e) (situation professionnelle 1 poste, sous-catégorie des salariés/ées).
- employé(e) (*idem*).
- technicien(ne) (*idem*).
- cadre (*idem*).
- rural (tranche d'unité urbaine de la commune de résidence de l'enquêté).
- grande ville commune de 200 000 habitants ou plus (*idem*).
- période de chômage (« au cours de ces 5 dernières années, avez-vous été au chômage pendant plus de 6 mois ? »).
- marié(e) (situation matrimoniale légale déclarée).
- célibataire (*idem*).
- divorcé(e) (*idem*).
- veuf(ve) (*idem*).
- en couple (« vivez-vous en couple actuellement »).

- pas de diplôme (diplôme le plus élevé déclaré par l'enquêté).
- Cap-Bep diplôme Cap ou Bep (idem).
- baccalauréat (idem).
- supérieur au baccalauréat (idem).
- lundi (jour d'appel).
- mercredi (idem).
- samedi (idem).
- matin (heure d'appel entre 8h et 11h29 inclus).
- midi (heure d'appel entre 11h30 et 14h00 inclus).
- après-midi (heure d'appel entre 14h01 et 16h30 inclus).
- fin de journée (heure d'appel entre 16h31 et 20h00 inclus).

Distribution de la variable rang d'appel selon le sexe

Le tableau A1 présente la distribution de la variable *rang d'appel téléphonique* (par sexe) en pourcentages colonne et cumulés (les effectifs totaux par sexe sont précisés en bas du tableau).

TABLEAU A1. – RANG D'APPEL TÉLÉPHONIQUE, PAR SEXE

Rang	Femmes		Hommes	
	%	% cumulés	%	% cumulés
1	35,9	35,9	27,9	27,9
2	24,3	60,3	24,7	52,6
3	14,9	75,2	16,2	68,8
4	8,3	83,5	10,5	79,2
5	4,8	88,2	5,5	84,7
6	3,7	91,9	4,4	89,1
7	2,9	94,8	3,5	92,6
8	1,7	96,5	2,6	95,2
9	1,5	98,0	1,7	96,9
10	0,9	98,9	1,3	98,3
11	0,6	99,5	1,0	99,2
12	0,5	100,0	0,8	100,0
Total (Effectif)	100,0 (10 941)		100,0 (8 810)	

TABLEAU A2. – ENQUÊTÉS EN PRÉSENCE D'UN TIERS, SELON LE LIEN DE PARENTÉ AVEC CELUI-CI, PAR SEXE

Sexe	Lien avec l'enquêté(e)					Ensemble
	Conjoint	Enfant	Famille	Ami(e)	Autres	
Femmes %	51,17	2,91	41,63	11,48	4,19	100,00
Effectif	1 159	66	943	260	95	2 265
Hommes %	75,69	3,22	24,55	8,85	2,96	100,00
Effectif	1 292	55	419	151	50	1 707

NB : plusieurs personnes pouvant être présentes à la fois, il peut y avoir coexistence de plusieurs types de lien pour une observation (11 % des femmes et 15 % des hommes).

Présence d'un tiers durant l'entretien téléphonique

Le tableau A2 présente la répartition des enquêtés en présence d'une tierce personne, selon le lien de parenté avec celle-ci (sont exclues de ce tableau les personnes ayant refusé de préciser celui-ci).

Variables caractérisant la situation professionnelle

Du fait que nous avons, pour cette variable, 6,8 % de non réponses pour les femmes et 8,4 % pour les hommes, nous avons une difficulté à caractériser la profession. Nous avons introduit toutes les variables indicatrices de la profession dans les modèles, la variable exclue correspondant à la catégorie « cadre ». On peut critiquer ce choix qui consiste à inclure parmi les caractéristiques de l'enquêté une classe dont l'interprétation n'est pas connue *a priori* et dont l'homogénéité n'est pas garantie. Cependant, ces non-répondants nous semblent pouvoir être considérés comme une catégorie à part, car ces valeurs manquantes correspondent à des personnes interrogées plus fréquemment à des rangs élevés (17 % pour les femmes contre 5 %, 19 % pour les hommes contre 7 %, tests du χ^2 significatifs à 1 %) et plus fréquemment à l'heure du déjeuner en semaine et le samedi matin.

Avant d'arrêter notre choix, nous avons conduit deux tests sur l'effet du rang d'appel : d'une part, vérifier les résultats du modèle, développé sur la base complète, dans le cas d'une base ne comportant plus de valeurs manquantes. Il s'agit d'observer, sur un échantillon restreint, si l'effet du rang est significatif en utilisant le modèle développé sur l'échantillon complet (avec une variable indicatrice de moins pour la profession, donc un degré de liberté en moins). Les résultats sont identiques, quant à la significativité, à ceux présentés dans l'article. Mais les variables de contrôle sont issues d'une sélection opérée sur la base complète ce qui peut amener à introduire des variables superflues ou non pertinentes.

D'autre part, nous avons développé un modèle, par sexe, à partir d'une base excluant les observations correspondant à ces valeurs manquantes (la base comprend alors 10 194 femmes et 8 074 hommes). Les deux modèles obtenus comportent 16 variables pour les femmes (dont 14 en commun avec le précédent modèle) et 13 variables pour les hommes (dont 12 en commun avec le précédent modèle). Les résultats sont en conformité avec ceux que l'on a pu rencontrer jusqu'à présent, sauf pour l'utilisation de préservatif dans le cas des hommes où le rang est significatif au seuil de 10 %.

Nous avons finalement choisi de garder la totalité des observations, préférant disposer de « risques relatifs » plus délicats à interpréter au fait d'éliminer une part de l'échantillon. En effet, les non-réponses à la PCS jointes aux non-réponses à l'utilisation de préservatif représentent 12,6 % des femmes et 13,3 % des hommes.

BIBLIOGRAPHIE

commune aux articles de Benoit Riandey et de Jean-Marie Firdion

- ACSF investigators (1992a). « Analysis of sexual behavior in France : a comparison between two modes of investigation, telephone survey and face-to-face survey », *AIDS*, 6 : 315-323.
- ACSF (group) (1992b). « Analysis of sexual behavior in France (ACSF) : what kind of advance letter increases the acceptance rate in a telephone survey behavior? », *Bulletin de méthodologie Sociologique*, 35 : 46-54.
- ACSF (groupe) (1993). *Les comportements sexuels en France*, Rapport au Ministre de la Recherche et de l'Espace, Paris : La Documentation Française.
- AQUILINO (W.S.) (1991). *Effects of Interview Privacy on the Collection of Marital Quality Data*, University of Wisconsin, Madison : Center for Demography and Ecology.
- AULIARD (O.) (1993). « Comparaison entre Caruso et Cati », Journées d'Étude sur les enquêtes téléphoniques, INED-ASU.
- AURIAT (N.) (1993). « « My wife knows best », A comparison of event dating accuracy between the wife, the husband, the couple and the Belgium population register », *Public Opinion Quarterly*, 57 : 165-190.
- BERK (R.A.) (1983). « An introduction to sample selection bias in sociological data », *American Sociological Review*, 48 : 386-398.
- BLONDIAUX (L.) (1991). « L'invention des sondages d'opinion : expériences, critiques et interrogations méthodologiques (1935-1950) », *Revue Française des Sciences Politiques*, 41 (6) : 756-780.
- BOURDIEU (P.) (1982). *Ce que parler veut dire*, Paris : Fayard.
- BOUYER J.(.) (1991). « La régression logistique en épidémiologie (2 parties) », *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique*, 39 : 79-87 et 183-196.
- BOZON (M.) (1991). « La nouvelle place de la sexualité dans la constitution du couple », *Sciences Sociales et Santé*, 9 (4) : 69-88.
- BRADBURN (N.M.), SUDMAN (S.), BLAIR (E.), STOCKING (C.) (1978). « Question Threat and Response Bias », *Public Opinion Quarterly*, 42 : 221-234.
- BRAVER (S.L.), BAY (R.C.) (1992). « Assessing and Compensating Self-Selection Bias (Non-representativeness) of the Family Research Sample », *Journal of Marriage and the Family*, 54 (4) : 925-939.
- BRICK (J.M.), WAKSBERG (J.) (1991). « Méthodes pour éviter l'échantillonnage progressif dans une enquête téléphonique à composition aléatoire », *Techniques d'enquête*, 1.
- CERC (1990). « Atouts et difficultés des allocataires du revenu minimum d'insertion », Rapport d'étape, *Document du Cerc*, 98.
- CLOGG (C.C.), DAJANI (A.N.) (1991). « Sources of Uncertainty in Modeling Social Statistics : an Inventory », *Journal of Official Statistics*, 7 (1) : 7-24.
- CREDES (1991). *Enquête sur la santé et la protection sociale en 1991 : premiers résultats*. Rapport, Paris.
- COCHRAN (W.G.), MOSTELLER (F.), TUKEY (J.W.) (1953). « Statistical problems of the Kinsey Report », *Journal of the American Statistical Association*, 48 (264) : 673-716.
- COOPER (M.P.), HOLLAND (L.), GROVES (R.M.) (1992). « Developing Systematic Procedures for Monitoring in a Centralized Telephone Facility », *Journal of Official Statistics*, 8(1) : 63-76.
- COUPER (M.P.), GROVES (R.M.) (1992). « Le rôle de l'intervieweur dans la participation aux enquêtes », *Techniques d'enquête*, 18 (2) : 279-294.
- DEROO (M.) (1993). « Effet de l'enquêteur de la société de sondage ou de la technique de collecte : les enquêtes de satisfaction à France-Telecom », 25^{ème} Journées de Statistique, Vannes.
- DEVILLE (J.C.) (1991). « Une théorie des enquêtes par quotas », *Techniques d'enquête*, 2.
- DREW (J.D.), CHOUDRY (G.H.), HUNTER (L.A.) (1988). « Nonresponse Issues in Government Telephone Surveys », in : GROVES *et al.* (ed.).
- FAURE (J.L.), MEURIC (L.), MOUTARDIER (M.) (1992). « La nouvelle enquête trimestrielle sur l'emploi : résultats de juin 1992 », *Insee Première*, 224.
- FREJEAN (M.), PANZANI (J.P.), TASSI (P.) (1990). « Les ménages inscrits en liste rouge et les enquêtes par téléphone », *Journal de la Société de Statistique de Paris*, 3-4.
- GHIGLIONE (R.), MATALON (B.) (1991). *Les enquêtes sociologiques, Théorie et pratique*, Paris : Armand Colin.
- GLANTZ (S.A.), SLINKER (B.K.) (1990). *Primer of Applied Regression and Analysis of Variance*, New York : McGraw-Hill International Edition.

- GÖKSEL (H.), JUDKINS (D.R.), MOSHER (W.D.) (1992). « Nonresponse Adjustments for a Telephone Follow-up to a National In-Person Survey », *Journal of Official Statistics*, 6 (4) : 417-431.
- GOFFMAN (E.) (1973) (1959). *La mise en scène de la vie quotidienne*, Paris : Les Editions de Minuit.
- GOURIEROUX (C.) (1981). *Théorie des sondages*, Paris : Economica.
- GREENBERG (B.S.), STOKES (S.L.) (1990). « Developing an Optimal Call Scheduling Strategy for a Telephone Survey », *Journal of Official Statistics*, 6 (4) : 421-435.
- GROSBRAS (J.M.) (1987). *Méthodes statistiques des sondages*, Paris : Economica.
- GROVES (R.M.), BIEMER (P.P.), LYBERG (L.E.), MASSEY (J.T.), NICHOLLS (W.L.), WAKSBERG (J.) (eds.) (1988). *Telephone Survey Methodology*, New-York : John Wiley & Sons.
- GROVES (R.M.), MAGILAVY (L.J.) (1986). « Measuring and Explaining Interviewer Effects in Centralized Telephone Survey », *Public Opinion Quarterly*, 50 : 251-266.
- HOSMER (D.W.), LEMESHOW (S.) (1989). *Applied Logistic Regression*, New York : John Wiley & Sons.
- JOHNSON (A.N.), WADSWORTH (J.), WELLINGS (K.), BRADSHAW (S.), FIELD (J.) (1992). « Sexual Lifestyles and HIV Risk », *Nature*, 3 décembre.
- KALTON (G.), KASPRZYK (D.) (1986). « Le traitement des données d'enquête manquantes », *Techniques d'enquête*, 12 (1) : 1-17.
- KLECKA (W.), TUCHFARBER (A.J.) (1978). « Random Digit Dialing : a Comparison to Personal Surveys », *Public Opinion Quarterly*, 42 : 105-114.
- KULKA (R.A.), WEEKS (M.F.) (1988). « Toward the Development of Optimal Calling Protocols for Telephone Surveys : a Conditional Probabilities Approach », *Journal of Official Statistics*, 4 (4) : 319-332.
- LA GODELINAIS (M.C.) de, MERLIER (M.A.) (1992). « L'équipement des ménages en 1990 », INSEE Première, 225.
- LAGRANGE (H.) (1991). « Le nombre de partenaires sexuels : les hommes en ont-ils plus que les femmes ? », *Population*, 46 (2) : 249-278.
- LAURENT (R.) (1993). *Étude de l'influence du sexe de l'enquêteur sur les réponses de l'enquêté dans l'enquête ACSF*, Rapport de stage, INED
- LEBART (L.) (ed.) (1992). *La qualité de l'information dans les enquêtes*, Paris : Dunod.
- LEEUW (E.D.) (de) (1992). *Data Quality in Mail Telephone and Face a face Surveys*, Amsterdam : T.T. Publikaties.
- LERIDON (H.) (Ed.) (1987). *La seconde révolution contraceptive, La régulation des naissances de 1950 à 1985*, Cahier 117, INED-PUF.
- LERIDON (H.) (1987). « Points de vue masculins », in : LERIDON (ed.), 219-247.
- LESSLER (J.T.), KALSBECK (W.D.) (1992). *Nonsampling Error in Surveys*, New York : John Wiley & Sons.
- LE VAILLANT (M.) (1993). « Comparaison des modes téléphoniques et face à face dans une enquête portant sur la perception sociale du Sida », *Journées d'Études sur les enquêtes téléphoniques, INED-ASU*.
- LEWIS-BECKM (S.) (1980). *Applied Regression, an Introduction*, Beverly Hills : Sage Publications.
- LOCANDER (W.), SUDMAN (S.), BRADBURN (N.) (1976). « An Investigation of Interview Method, Threat and Response Distorsion », *Journal of the American Statistical Association*, 71 (354) : 269-275.
- MANGIONE (T.W.), HINGSON (R.), BARRET (J.) (1982). « Collecting Sensitive Data, a Comparison of Three Survey Strategies », *Sociological Methods and Research*, 10 (3) : 337-347.
- MARQUIS (K.H.), MARQUIS (M.S.), PÖLICH (J.M.) (1986). « Response Bias and Reliability in Sensitive Topic Surveys », *Journal of the American Statistical Association*, 81 (394) : 381-389.
- MOATTI (J.P.), DAB (W.), POLLAK (M.) (1992). « Les Français et le SIDA. Vers une plus grande tolérance », *La Recherche*, 247.
- MORGAN (S.P.), TEACHMAN (J.D.) (1988). « Logistic Regression : Description, Examples and Comparisons », *Journal of Marriage and the Family*, 5 (4) : 929-936.
- NATHAN (G.), ELIAV (T.) (1988). « Comparison of Measurement Errors for Telephone Interviewing and Home Visits by Misclassification Models », *Journal of Official Statistics*, 4 (4) : 363-374.
- ODYNAK (D.) (1987). *A Guide to the Unknown Missing Data in Sample Survey*, University of Alberta, Edmonton : Department of Sociology, Research Discussion Paper 50.
- OLDENDICK (R.W.), BISHOP (G.F.), SORENSON (S.B.), TUCHFARBER (A.J.) (1988). « Comparison of the Kish and Last Birthday Methods of Respondant Selection in Telephone Survey », *Journal of Official Statistics*, 4.

- ORNSTEIN (M.) (1992). « Aspects of the political and personal sociology of AIDS : knowledge, policy, attitudes and risk », *Canadian Review of Sociology and Anthropology*, 29 (3) : 245-265.
- PAGÈS (J.P.), BRENOT (J.), BONNEFOUS (S.), BARNY (M.H.) (1992). « Stabilité des structures dans les enquêtes de suivi des opinions », in : LEBART (ed.).
- POULAIN (M.), RIANDEY (B.), FIRDION (J.M.) (1991). « Enquête biographique et registre de population : une confrontation des données ». *Population*, 46 (1) : 65-88.
- RIANDEY (B.), FIRDION (J.M.) (1993). « Vie personnelle et enquête téléphonique : l'exemple de l'enquête ACSF », *Population*, 48 (5).
- RIANDEY (B.) (1991). « L'utilisation de la régression logistique dans les enquêtes ». *Bulletin de Méthodologie en Sociologie*, 33, 79-85.
- RIBOULOT (D.) (1991). *Le panel des abonnés de France-Telecom*. Séminaire de méthodes d'enquêtes de l'INED, février.
- RICHARD-ZAPPELLA (J.) (1990). *La construction de l'opinion publique dans le sondage : de la question à la reformulation*. Thèse, Rouen.
- SAPORTA (G.) (1990). *Probabilités, Analyse des données et Statistique*, Paris : éditions Technip.
- SARDON (J.P.) (1987). « La comparaison des réponses données par les deux conjoints d'un même couple : problèmes d'observation, de codage et de saisie », in : *La seconde révolution contraceptive*, LERIDON (Ed.), 299-311.
- SHEPHERD (J.), VINCENT (C.) (1991). « Interviewer-Respondent Interactions », in : *CATI interviews, Proceedings of the Annual Research Conference*, 523-536, Washington : Bureau of the Census.
- SILVER (B.D.), ABRAMSON (P.R.), ANDERSON (B.A.) (1986). « The Presence of Others and Over-reporting of Voting in American National Elections », *Public Opinion Quarterly*, 50 : 228-239.
- SIMON (P.) (1972). *Rapport sur le comportement sexuel des Français*, Paris : Charron et Juliard.
- SINGER (E.) (1993). « Informed consent and survey response », *Journal of Official Statistics*, 2.
- SINGLY (F.) (de) (1992). *L'enquête et ses méthodes : le questionnaire*, Paris : Nathan.
- SINGLY (F.) (de) (1982). « La gestion sociale des silences », *Consommation*, 4.
- SMITH (T.W.) (1992). « A Methodological Analysis of the Sexual Behavior Questions on the General Social Surveys », *Journal of Official Statistics*, 8 (3) : 309-325.
- SPANIER (G.B.) (1976). « Use of Recall Data in Survey Research on Human Sexual Behavior », *Social Biology*, 23 : 244-253.
- SUCHMAN (L.), JORDAN (B.) (1990). « Interactional Troubles in Face-to-Face Survey Interviews », *Journal of the American Statistical Association*, 85 (409) : 232-244.
- TABARD (N.) (1975). « Refus et approbation systématiques dans les enquêtes », *Consommation*, 4.
- TAIETZ (P.) (1962). « Conflicting Group Norms and the « Third » person in the Interview », *The American Journal of Sociology*, 68 (1) : 97-104.
- TASSI (P.) (1992). « La qualité des enquêtes téléphoniques : l'échantillon des répondants », in : LEBART (ed.).
- THOMSON (E.), WILLIAMS (R.) (1982). « Beyond Wives' Family Sociology : a Method for Analyzing Couple Data », *Journal of Marriage and the Family*, 44 (4) : 999-1008.
- TOULEMON (L.), LERIDON (H.) (1991). « Vingt années de contraception en France : 1968-1988 », *Population*, 46 (4) : 777-812.
- UITENBROEK (D.), MCQUEEN (D.V.) (1991). « Continuous Collection of Sensitive Behavioural Data », *Proceedings of the Annual Research Conference*, Washington : U.S. Bureau of the Census.
- UPCHURCH (D.M.), WEISMAN (C.), SHEPHERD (M.), BROOKMEYER (R.), FOX (R.), CELENTANO (D.), COLETTA (L.), HOOK (III E.) (1991). « Interpartner Reliability of Reporting of Recent Sexual Behaviors », *American Journal of Epidemiology*, 134 (10) : 1159-1166.
- VAN DER ZOUWEN (J.), DIJKSTRA (W.) (1988). « Types of Inadequate Interviewer Behavior in Survey Interviews ; their Causes and Effects », *Bulletin de Méthodologie Sociologique*, 18 : 5-20.
- VOLATIER (J.L.) (1987). *Enquête sur la santé et la protection sociale : résultats méthodologiques*. Rapport CreDES, Paris.
- WAKSBERG (J.) (1978). « Sampling Methods for Random Digit Dialing », *Journal of the American Statistical Association*, 73.
- WARSAWSKI (J.) (1992). *Méthode d'analyse statistique d'une enquête par sondage complexe. L'enquête ACSF*, Mémoire de DEA, Paris-Sud.
- WILSON (P.), BLACKSHAW (N.), NORRIS (P.) (1988). « An Evaluation of Telephone Interviewing on the British Labour Force Survey », *Journal of Official Statistics*, 4 (4) : 385-400.
- ZEMPLENI (A.) (1961). « Problèmes méthodologiques de l'entretien », *Sondages*, 23 (2) : 5-48.

FIRDION (Jean-Marie). – Effet du rang d'appel et de la présence du conjoint dans une enquête par téléphone

Dans le cadre de l'enquête sur les comportements sexuels en France (ACSF), nous analysons deux sources possibles de biais de réponse à des questions « sensibles », liées aux conditions d'enquête téléphonique. Combien d'appels doit-on réaliser pour réduire le biais d'échantillonnage dû à la population difficile à joindre ? Les enquêtés joints tardivement se caractérisent par une fréquence plus forte du multipartenariat ainsi que par un nombre moyen de partenaires sexuels plus élevé, ce qui justifie, pour ce sujet, la persévérance de collecte jusqu'au 12^{ème} appel.

En second lieu, nous avons étudié si la présence du conjoint, lors de l'entretien, influe sur les réponses de l'enquêté. On relève, dans ce dernier cas, une moindre déclaration de consommation, passée, de drogue et moins de partenaires sexuels (dans le passé). Le mode de collecte par téléphone ne prémunit donc pas contre l'effet de la présence du conjoint, pour certaines questions « sensibles » portant sur de longues durées, périodes en partie antérieures à la formation du couple.

FIRDION (Jean-Marie). – The impact of number of calls and partner's presence in telephone surveys

Our analysis of data from the Survey on Sexual Behaviour in France (ACSF) is focused on two possible sources of bias in replies to sensitive questions put in telephone surveys. How many times should respondents be called to limit the bias caused by the tendency of members of a particular group being difficult to contact ? Respondents who were contacted after several calls tend to belong to groups in which multiple sexual partners are more common, and where the number of sexual partners is larger. In the case of such respondents, dialling more than 12 times to collect information has proved valuable.

We also aimed to determine whether the presence of the respondent's sexual partner at the time the call is made influences the responses. In these circumstances, drug use tends to be acknowledged less frequently, and the declared number of past sexual partners is smaller. Responses in telephone surveys are, therefore, affected by the partner's presence, when the questions relate to longer periods, or to periods which preceded the partnership.

FIRDION (Jean-Marie). – Efecto del rango de llamada y de la presencia del cónyuge en una encuesta telefónica

En el marco de la encuesta sobre los comportamientos sexuales en Francia (ACSF), se analizan dos factores relacionados con el condicionamiento de la encuesta telefónica, que podrían causar sesgos en las respuestas a cuestiones « sensibles ». ¿Cuántas llamadas hay que realizar para reducir el sesgo de muestreo causado por la población difícil de contactar ? Los encuestados contactados tardíamente se caracterizan por una mayor frecuencia de parejas múltiples y por un número medio de parejas sexuales igualmente más elevado. Estos hechos justifican la perseverancia de recogida de datos hasta la doceava llamada.

En segundo lugar, se ha analizado si la presencia del cónyuge durante la entrevista tiene influencia sobre las respuestas del encuestado. En este caso se ha detectado una menor declaración de consumo de drogas y parejas sexuales en el pasado. El modo de recogida de datos por teléfono no anula pues el efecto de la presencia del cónyuge en el caso de ciertos temas « sensibles » referentes a largos periodos, en parte anteriores a la formación de la pareja.