



---

La fréquence des rapports sexuels: Données et analyses de cohérence

Author(s): Henri Leridon

Reviewed work(s):

Source: *Population (French Edition)*, 48e Année, No. 5, Sexualité et sciences sociales: Les apports d'une enquête (Sep. - Oct., 1993), pp. 1381-1407

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

Stable URL: <http://www.jstor.org/stable/1534182>

Accessed: 15/10/2012 03:19

---

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>

# LA FRÉQUENCE DES RAPPORTS SEXUELS

## Données et analyses de cohérence

Henri LERIDON

*Quand on interroge les individus sur la fréquence à laquelle ils ont des rapports sexuels, on obtient des réponses somme toute assez vraisemblables : cohérentes entre hommes et femmes, les fréquences déclarées diminuent avec la durée de l'union. Pourtant, les déclarations sur ce thème ne sont pas nécessairement fiables. Ne peut-on pas soupçonner chez les individus une volonté de se rapprocher d'une fréquence idéale, à la façon des personnes qui annoncent leur poids optimal plutôt que leur poids réel ? Pour évaluer le degré d'exactitude de ces déclarations, Henri LERIDON\* entreprend de comparer l'ancienneté déclarée du dernier rapport, et la fréquence habituelle des rapports. On retrouve donc un problème classique en démographie, celui du lien entre intervalle «ouvert» et intervalle «fermé». La comparaison montre une bonne cohérence entre ces deux formes de réponses. Mais l'auteur n'écarte pas la possibilité que les deux questions aient conduit au même type de biais, une légère «normalisation vers le haut» des déclarations.*

Les modèles de diffusion du Sida font intervenir des données sur l'intensité et les formes de l'activité sexuelle, parmi lesquelles le *nombre de partenaires* (et, plus encore, le rythme de renouvellement de ceux-ci) et la *fréquence des rapports sexuels* jouent (parfois de manière indirecte) un rôle important. Il est donc utile à la fois de rassembler le maximum d'informations sur ces comportements, et de s'interroger sur la fiabilité de ces données. L'enquête ACSF permet de telles analyses, et c'est ce qu'on entreprendra ici pour la fréquence des rapports. Précisons que cette variable n'intéresse pas le démographe que dans le seul contexte de l'épidémie de Sida : elle joue un rôle dans la détermination du niveau de la fertilité des couples, et tout particulièrement dans l'évolution de cette fertilité avec l'âge ou la durée d'union (voir Gray, Leridon et Spira, 1993 ; en particulier les contributions de J. R. Udry, de M. L. Golden et S. R. Millman,

---

\* INED.

L'auteur remercie Laurent Toulemon pour ses commentaires sur une première version de cet article.

de M. Weinstein, J. Wood et C. Ming-Cheng); elle est aussi utile dans l'évaluation de l'efficacité des méthodes contraceptives et dans la mise en œuvre des programmes de planification familiale (Westoff, 1974; Blanc et Rutenberg, 1991).

A première vue, l'information sur la fréquence des rapports sexuels recueillie dans les enquêtes (en pays développés) semble assez robuste. Par exemple, si l'on compare les résultats de l'enquête française ACSF (8,0 rapports en moyenne au cours des quatre dernières semaines, selon les hommes, 7,1 selon les femmes)<sup>(1)</sup>, avec ceux de l'enquête Simon de 1970, toujours en France (7,9 et 8,2 respectivement), ou avec ceux des enquêtes américaines NFS (8,9 en 1975; cf. Trussell et Westoff, 1980), ou encore avec ceux de l'enquête de Samson *et al.* auprès de Montréalais en 1987 (8,4 rapports en quatre semaines, en moyenne annuelle), on peut se sentir rassuré par l'accord entre les déclarations des hommes et celles des femmes, par la stabilité des réponses dans le temps, et par leur apparente homogénéité entre populations proches sur le plan culturel. Mais ces données sont-elles vraiment fiables? On peut s'interroger d'autant plus légitimement que les hommes et les femmes donnent parfois des réponses très différentes à des questions qui appelleraient une certaine cohérence (comme le nombre de leurs partenaires, par exemple), et que des enquêtes réalisées en Amérique latine ou en Afrique donnent des résultats très divers (de 1,2 à 8,0 rapports mensuels dans les données analysées par Blanc et Rutenberg, 1991).

Il faut, tout d'abord, se rendre compte que les moyennes mentionnées ci-dessus masquent une grande hétérogénéité, en particulier selon l'âge ou la durée vécue en union, et aussi selon d'autres critères; nous commencerons donc par présenter les principaux résultats de l'enquête ACSF sur cet aspect des comportements sexuels. Il faut, ensuite, s'interroger sur la sincérité des réponses: ne peut-on craindre que l'information recueillie soit plus proche de comportements jugés *souhaitables*, ou *normaux*, ou *optimaux* par les personnes interrogées, que de leurs comportements réels? Ces personnes font-elles bien la différence entre fréquence «habituelle» et nombre effectif de rapports au cours d'une période définie (les quatre dernières semaines, par exemple)? A cet égard, la date du dernier rapport constitue-t-elle une information plus sûre (la mémoire pouvant être, là, plus fidèle) que celle sur les fréquences? Le détail des informations obtenues dans l'enquête ACSF nous permet de tenter de répondre à ces questions, qui constitueront le thème principal du présent article.

Ces questions ont été jusqu'ici peu abordées dans la littérature sur le sujet. On signalera surtout l'article de Hornsby et Wilcox (1989), qui renvoie à quelques études antérieures. Hornsby et Wilcox ont pu comparer les réponses à une question rétrospective classique (fréquence habituelle des rapports) avec l'enregistrement *suivi* chez les mêmes couples (volon-

(1) Pour les personnes ayant eu au moins un rapport depuis un an, âgées de 18 à 69 ans.

taires pour une étude sur l'évolution des taux hormonaux, qui impliquait la collecte quotidienne d'un échantillon d'urine). L'écart entre les deux mesures est assez large : 10 rapports par période de quatre semaines selon la question sur la fréquence habituelle, 6,8 dans l'enregistrement continu. Les auteurs estiment que la raison principale de l'écart est une surestimation de la fréquence réelle dans les réponses à la première question, les personnes interrogées ne prenant pas en compte les multiples raisons pouvant conduire à une réduction du nombre de rapports pendant des périodes plus ou moins longues.

Par ailleurs, dans une enquête réalisée par l'INED en 1978, on avait interrogé (à quelques mois d'intervalle) les deux conjoints d'un échantillon de 500 couples mariés sur la fréquence habituelle de leurs rapports (Leridon *et al.*, 1987, p. 345). Les réponses proposées étaient les suivantes : « tous les jours (ou presque) ; pas tous les jours, mais plusieurs fois par semaine ; pas toutes les semaines, mais plusieurs fois par mois ; une fois par mois (environ) ; aucun rapport ». On a attribué à chaque réponse une valeur en fréquence par mois, soit respectivement 15, 8, 3, 1 et 0, pour permettre le calcul de moyennes. Les valeurs moyennes ainsi calculées (comme, d'ailleurs, les répartitions brutes) sont très voisines pour les réponses des maris (7,2) et celles des femmes (6,9), ce qui est réconfortant. Mais *les moyennes des réponses données par l'un des deux sexes sont presque indépendantes de la réponse donnée par le conjoint* : quand le mari a répondu « aucun, ou une fois par mois », la réponse moyenne des femmes est de 6,4 ; quand il a répondu « presque tous les jours », la réponse moyenne des femmes est 7,7 (des résultats semblables sont obtenus en permutant les sexes). Faut-il en conclure, là encore, que les réponses sont purement normatives, et presque indépendantes des comportements ?

### *Quelques résultats de l'enquête ACSF*

Le détail des questions posées dans l'enquête ACSF est présenté dans la section suivante. On se contentera ici d'analyser les résultats portant sur le nombre total de rapports au cours des quatre dernières semaines.

Rappelons, auparavant, que l'existence d'une activité sexuelle ne va pas de soi, même pour les personnes vivant en couple. 4 % des hommes interrogés, et 5 % des femmes n'avaient jamais eu de rapport (essentiellement du fait des moins de 25 ans, puisque la proportion tombe rapidement en dessous de 2 % au-delà de cet âge) ; parmi les autres, 6,2 % des hommes et 12,4 % des femmes n'ont déclaré aucun rapport au cours des 12 derniers mois ; et parmi les personnes « sexuellement actives » depuis un an, 11,3 % des hommes et 15,3 % des femmes n'ont déclaré aucun rapport au cours des quatre dernières semaines<sup>(2)</sup>.

(2) Les deux premières proportions sont fondées sur l'échantillon total (20 055 personnes), la troisième sur le sous-échantillon des questionnaires longs. Pour la suite, on ne s'intéressera qu'à ce sous-échantillon, qui compte un peu moins de personnes « non sexuellement actives » que l'ensemble : 20 % (sur les quatre dernières semaines) contre 25 %.

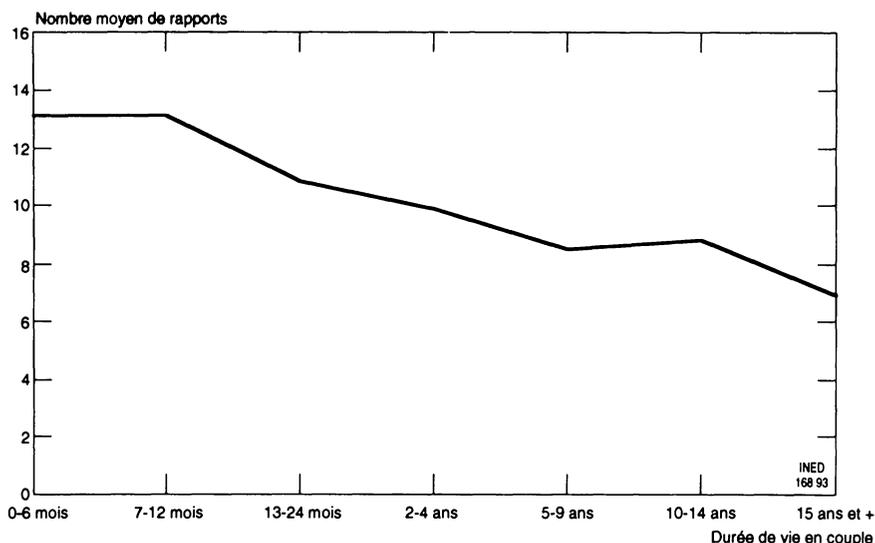
Le tableau 1 montre que la proportion de personnes sans activité sexuelle (depuis quatre semaines ou un an) diminue jusqu'à 35-44 ans et augmente ensuite. Les différences entre les déclarations des hommes et des femmes s'expliquent, aux âges jeunes, par le fait que les femmes ont leur premier rapport plus tard que les hommes ; aux âges élevés, une plus grande fréquence de veuvage et une moindre remise en couple après divorce peuvent expliquer l'écart observé, mais on constate que, même parmi les personnes vivant en couple, les femmes en union depuis plus de 15 ans déclarent nettement plus souvent que les hommes n'avoir eu aucune activité depuis un an ou quatre semaines.

TABEAU 1. — PROPORTION (EN %) DE PERSONNES N'AYANT EU AUCUN RAPPORT AU COURS DES 4 DERNIÈRES SEMAINES OU AU COURS DES 12 DERNIERS MOIS

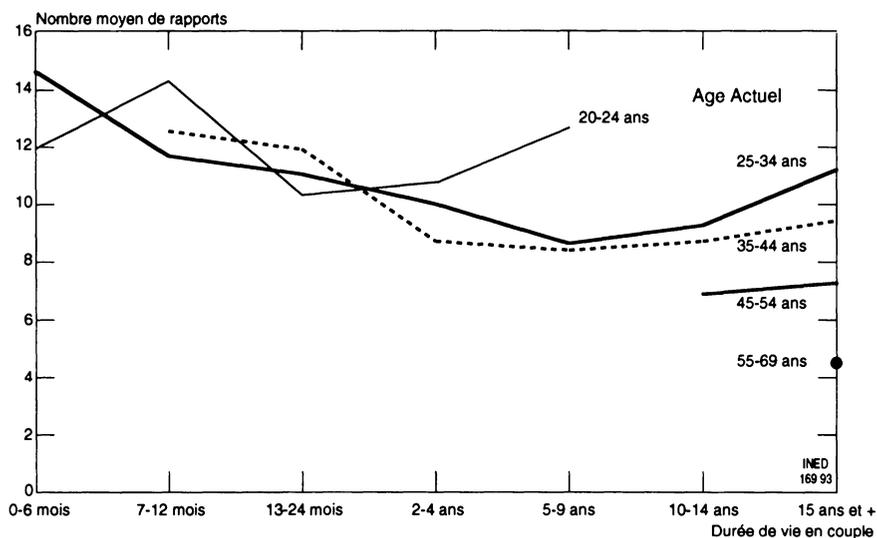
	Pas de rapport depuis...				Effectif (H + F)
	4 semaines		1 an		
	H	F	H	F	
Ensemble	13,5	22,0	6,0	14,0	4 820
Age					
18-19 ans	31,7	52,8	12,6	37,1	309
20-24	23,5	25,0	9,1	12,0	1 010
25-34	12,0	11,7	3,9	5,3	1 559
35-44	7,5	8,4	2,9	3,7	1 053
45-54	7,0	16,0	4,2	9,9	492
55-69	17,1	43,6	10,0	33,6	397
Personnes en couple	4,1	9,5	1,8	5,1	2 354
Ancienneté de la vie en couple					
0 à 6 mois	10,7	0,2	10,7	0,2	107
7 à 12 mois	0,0	3,8	0,0	3,8	97
13 à 24 mois	2,5	5,4	0,0	0,0	146
2 à 4 ans	2,7	1,9	0,0	0,0	220
5 à 9 ans	3,0	2,3	0,2	0,6	348
10 à 14 ans	2,3	3,5	1,9	0,5	396
15 ans et plus	4,9	14,1	2,2	8,3	849

Source : ACSF, échantillon des questionnaires « longs ».

Parmi les personnes sexuellement actives (depuis un an), la fréquence des rapports *diminue régulièrement après la première année* de vie en couple (graphique 1) : elle passe de 13 par mois à 7 (après 15 ans). Ce type de résultat a été très constamment observé dans les études antérieures depuis Kinsey, en 1953, et notamment par Udry (1980), Trussell et Westoff (1980), James (1983). Le graphique 2 montre que *l'âge intervient aussi*, mais surtout pour les unions ayant moins de 15 ans d'ancienneté : l'écart est alors du simple au double entre les personnes de 55-69 ans et de 25-34 ans. Ces deux variables (âge et ancienneté de l'union) sont évidemment fortement corrélées, et il conviendra de contrôler les résultats ultérieurs

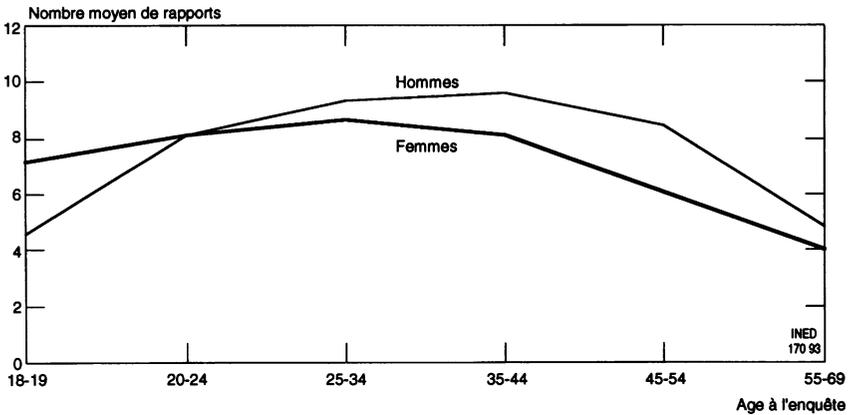


Graphique 1. – Nombre moyen de rapports au cours des 4 dernières semaines selon la durée de vie en couple (hommes et femmes sexuellement actifs depuis un an)

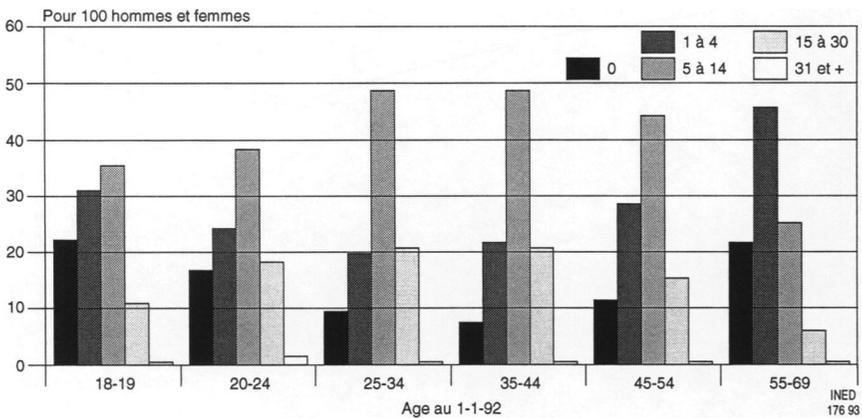


Graphique 2. – Nombre moyen de rapports au cours des 4 dernières semaines selon l'âge et la durée de vie en couple (hommes et femmes sexuellement actifs depuis un an)

par au moins l'une d'entre elles ; l'âge a l'avantage d'être défini pour tous les répondants alors que la durée d'union n'existe que pour les personnes appartenant à un couple co-résidant. Le graphique 3, par exemple, montre qu'en classant les réponses par âge, pour chaque sexe, les déclarations des hommes et des femmes ne sont pas très éloignées : celles des hommes sont inférieures avant 20 ans pour la raison déjà évoquée, et elles sont ensuite supérieures pour des raisons moins évidentes. Enfin, le graphique 4 montre la dispersion des réponses selon l'âge, confirmant que les deux groupes extrêmes (moins de 20 ans et plus de 55 ans) se distinguent nettement.



**Graphique 3. – Nombre moyen de rapports au cours des 4 dernières semaines selon l'âge et le sexe (personnes activement sexuelles depuis un an)**



**Graphique 4. – Distribution du nombre de rapports au cours du dernier mois (pour les personnes en ayant eu au moins un depuis un an)**

On a réuni dans le tableau 2 un ensemble de résultats pour les variables les plus discriminantes ou les plus intéressantes. Outre les variables déjà citées, on voit que *l'âge aux premiers rapports* est un prédicteur efficace de l'activité sexuelle (voir l'article de M. Bozon dans ce même numéro; on a vérifié que cette relation se retrouve dans toutes les générations), de même que *l'intensité du lien amoureux* avec le partenaire (particulièrement dans les réponses des femmes), ou la satisfaction que l'on retire des rapports; on observe aussi une forte corrélation positive entre la fréquence effective des rapports et *la fréquence déclarée « optimale »*. Le fait d'avoir eu *plus d'un partenaire* sexuel au cours des quatre dernières semaines n'augmente que faiblement le nombre des rapports, et *le sexe du ou des partenaires* n'importe pas. Une plus grande *importance attachée à la religion* diminue quelque peu la fréquence des rapports, les écarts n'étant pas réduits quand on contrôle pour l'âge des répondants. Lorsque le préservatif est utilisé en *méthode contraceptive* principale, la fréquence des rapports chute sensiblement: ce résultat est à rapprocher du fait que le préservatif est souvent utilisé en méthode temporaire, pouvant correspondre à une phase de moindre activité sexuelle (voir Leridon *et al.*, 1987, chap. 5). En revanche, le fait de déclarer avoir utilisé récemment *le préservatif* pour un motif quelconque (pas forcément en tant que contraceptif) n'est guère discriminant.

Ces résultats confirment ou prolongent ceux déjà établis dans les travaux antérieurs déjà cités. On admettra qu'ils donnent de bonnes indications sur le sens et l'ordre de grandeur des variations entre sous-populations, quels que soient les niveaux réels de l'activité sexuelle; revenons donc maintenant au problème de la fiabilité d'ensemble des réponses.

### ***Les données de l'enquête ACSF : détails***

On dispose, dans l'enquête ACSF (sous-échantillon des questionnaires « longs »), d'un ensemble d'indications sur la fréquence de l'activité sexuelle (graphique 5, p. 1390):

- l'ancienneté du dernier rapport (ADR);
- le nombre de rapports au cours des 4 dernières semaines (FR4);

Ces deux questions encadrent celles posées sur les deux derniers partenaires sexuels:

- fréquence *habituelle* (par mois) des rapports avec le dernier partenaire;
- ancienneté du plus récent rapport avec l'avant-dernier partenaire (ADR2);
- fréquence *habituelle* (par mois) des rapports avec ce partenaire.

Pour chaque partenaire décrit, on sait aussi s'il réside avec la personne interrogée, s'il est considéré par celle-ci comme son « partenaire principal », et si le rapport décrit était le premier avec lui.

TABLEAU 2. – FRÉQUENCE DES RAPPORTS AU COURS DES 4 DERNIÈRES SEMAINES  
SELON DIVERSES CARACTÉRISTIQUES  
(PERSONNES SEXUELLEMENT ACTIVES DEPUIS UN AN)

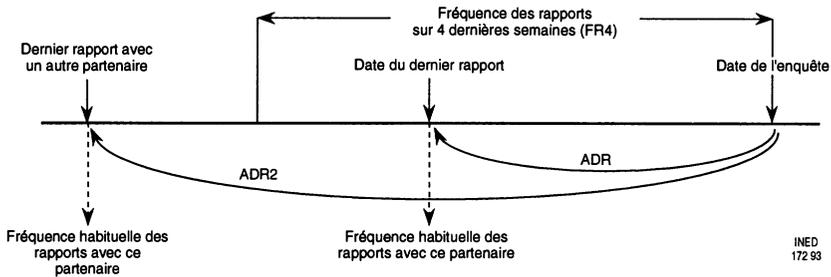
	Nombre moyen de rapports		Effectifs	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
<b>ENSEMBLE</b>	8,0	7,1	2 511	1 961
<b>Age à l'enquête</b>				
18-19 ans	4,6	7,2	135	110
20-24	8,1	8,1	495	427
25-34	9,4	8,7	821	676
35-44	9,6	8,1	602	416
45-54	8,5	6,1	248	209
55-69	4,8	4,0	210	123
<b>Durée de vie en couple</b>				
0-6 mois	13,1	13,1	45	62
7-12 mois	13,1	13,2	59	38
13-24 mois	11,3	10,0	86	60
2 à 4 ans	9,6	10,1	113	107
5 à 9 ans	9,6	7,3	199	149
10 à 14 ans	8,8	8,8	203	193
15 ans et plus	7,7	6,2	458	389
Non en couple	6,7	7,1	1 348	963
<b>Nombre de partenaires des 4 dernières semaines</b>				
1	8,6	7,7	1 892	1 537
2	12,8	10,7	158	99
3 ou plus	11,0	8,4	42	11
<b>Partenaires des 4 dern. sem.</b>				
Exclusiv. hétérosexuels	8,6	7,8	2 138	1 697
Exclusiv. homosexuels	7,0	7,0	51	19
Des deux sexes	7,6	(8,3)	25	5
<b>Type du partenaire le plus récent (a)</b>				
Cohabitant	9,3	8,5	1 207	986
Principal (non cohab.)	8,3	8,0	910	747
Secondaire (non cohab.)	4,2	4,5	340	168
<b>Sentiment à l'égard de ce partenaire (a)</b>				
Très amoureux	9,7	9,4	1 009	922
Plutôt amoureux	8,2	7,8	967	725
Pas vraiment amoureux	7,4	5,7	315	183
Pas du tout amoureux	5,1	3,1	167	69
<b>Age au 1<sup>er</sup> rapport</b>				
Moins de 15 ans	9,9	9,5	301	89
15-16 ans	9,0	7,9	704	366
17-18 ans	8,2	7,9	990	824
19-20 ans	6,5	6,8	335	415
21 ans ou plus	5,0	5,1	181	267

TABLEAU 2 SUITE

	Nombre moyen de rapports		Effectifs	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
<b>Méthode contraceptive utilisée</b>				
Pilule	9,5	8,7	985	843
Stérilet (DIU)	9,7	8,9	262	264
Préservatif	5,7	5,2	240	113
Aucune	6,8	5,6	952	672
<b>Utilisation du préservatif au cours des 12 derniers mois (b)</b>				
Oui	7,2	7,4	1 187	693
Non	8,3	6,8	1 352	1 331
<b>Fréquence optimale des rapports (c)</b>				
Au moins un par jour	12,2	10,1	329	165
Au moins un par semaine	6,8	6,7	724	674
Au moins un par mois	3,3	4,2	41	43
Moins souvent	–	–	6	10
<b>Aime avoir des rapports</b>				
Enormément	10,3	11,7	138	62
Beaucoup	9,1	7,5	171	158
Assez peu	1,6	4,1	20	26
Pas du tout	–	–	1	3
<b>Importance attachée à la religion (d)</b>				
Très importante	5,6	5,6	133	117
Importante	7,0	6,5	472	479
Pas très importante	8,5	7,4	673	556
Pas du tout importante	8,8	7,4	467	287
Sans religion	8,7	8,0	757	518
Variables peu ou non discriminantes: taille de l'agglomération, catégorie socio-professionnelle, diplôme, religion, nombre d'enfants, âge du conjoint, pratique sportive...				
(a) Fréquence des rapports avec ce partenaire.				
(b) Usage à but contraceptif ou non.				
(c) Pour un homme (réponses des hommes), ou pour une femme (réponses des femmes). La question était « A votre avis, pour se sentir bien, un homme (une femme) doit avoir un rapport tous les combien ? ».				
(d) « Est-ce que la religion, dans votre vie, est... ».				

Par ailleurs, une question sur le « nombre de partenaires sexuels au moment de l'enquête » permet, dans la plupart des cas, de déterminer si la relation déclarée est encore en cours ou terminée à la date de l'enquête.

On dispose donc de deux types d'information sur le rythme des rapports : des données sur *l'ancienneté du dernier rapport* (d'autant plus grande, en moyenne, que la fréquence des rapports est plus faible), et des estimations directes sur la *fréquence des rapports*. Cette dernière information est, *a priori*, la plus utile et la plus facilement utilisable ; mais est-elle la plus fiable ? Ne peut-on pas craindre une réponse plus ou moins stéréotypée,



Graphique 5. – Informations disponibles dans l'enquête ACSF

même quand on précise la période de référence (ici, les quatre dernières semaines) ?

### Problèmes induits par les variabilités intra- et inter-individuelles

L'ancienneté d'un dernier événement constitue ce qu'on appelle en démographie un « intervalle ouvert » (ou « temps de récurrence arrière »). La distribution des durées de ces intervalles ouverts dépend, mathématiquement, de celle des intervalles entre événements successifs de même type, les « intervalles fermés ». Sous certaines hypothèses (que nous énumérerons plus loin), on peut montrer que l'espérance mathématique (ou moyenne) de l'intervalle ouvert  $E(A)$  est reliée à l'espérance  $E(I)$  de l'intervalle fermé et à la variance  $\text{Var}(I)$  de cet intervalle par la formule :

$$E(A) = [E(I) / 2] + [\text{Var}(I) / 2 E(I)] \quad (1)$$

D'une manière générale, on peut établir la relation suivante entre le moment d'ordre  $k$  de  $A$  et celui d'ordre  $(k + 1)$  de  $I$  :

$$E(A^k) = E(I^{k+1}) / (k + 1) E(I) \quad (2)$$

dont la formule (1) est une application au cas  $k = 1$  (voir Sheps et Menken, 1973, p. 154).

La formule (1) montre que  $E(A)$  n'est pas forcément égal à la moitié de  $E(I)$  – comme on le pense souvent « intuitivement ». On voit aussi que s'il est possible de calculer toutes les caractéristiques de la distribution de  $A$  à partir de celles de  $I$  (la variance de  $A$ , par exemple, fait intervenir le moment d'ordre 3 de la distribution de  $I$ ), l'estimation inverse n'est pas possible : on ne peut pas inférer les caractéristiques de  $I$  à partir de celles de  $A$ , sauf à faire des hypothèses *a priori* sur la fonction de répartition de  $I$ .

Nous n'avons pas, jusqu'ici, précisé les sources possibles de variance des intervalles. En pratique, la variance résulte à la fois de variations *intra*-individuelles et de variations *inter*-individuelles. Si la variance *intra*-

individuelle est nulle ou négligeable, les estimateurs se simplifient dans certains cas :

a) Si l'événement est *unique*, et que l'on prend en compte *tous les individus* (ou un échantillon aléatoire de ceux-ci) : la seule source de variabilité est donc inter-individuelle, mais l'espérance et la variance de  $A$  se calculent facilement :

$$E(A) = E(I) / 2$$

$$\text{Var}(A) = \text{Var}(I) / 4$$

b) Il en va de même si l'événement est répétable, à *intervalles constants pour chaque individu*, mais variables d'un individu à l'autre (par exemple des rapports sexuels tous les samedis soirs pour certains, et tous les quinze jours pour les autres), et si chaque individu n'est pris en compte *qu'une seule fois*.

Dans les cas suivants, ce sont les formules (1) et (2) qui s'appliquent, la source de variabilité étant unique et le mode d'échantillonnage bien spécifié.

c) Si l'intervalle étudié n'arrive *qu'une seule fois dans la vie* d'un individu, mais à une durée variable selon les individus (comme dans le cas [a]), et que l'on sélectionne les seuls individus *présents à un moment donné* dans la population (à la différence du cas [a]) : l'exemple classique en démographie est le calcul de l'âge moyen des individus lors d'un recensement, comparé à leur espérance de vie moyenne ; la distorsion de la distribution des intervalles ouverts résulte alors de l'inégale probabilité d'inclusion dans l'observation.

d) Si l'événement est *répétable*, la *variance entre individus étant nulle* ou négligeable (par exemple, si chaque individu a plusieurs rapports toujours groupés en fin de semaine) ; les individus étant tous identiques, peu importe que l'on sélectionne un intervalle par individu ou plusieurs. La variance prise en compte dans les formules (1) et (2) est donc celle résultant de la distribution des intervalles (fermés) pour un même individu.

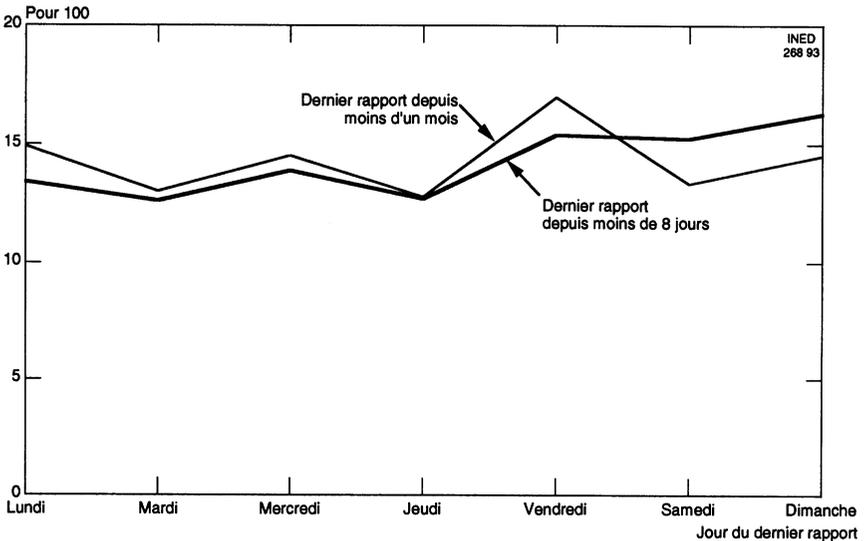
e) Si l'événement est *répétable*, la *variance intra-individuelle étant nulle* ou négligeable (comme dans le cas [b]), et l'échantillon étant un échantillon aléatoire de tous les intervalles (un même individu pouvant être présent plusieurs fois, à la différence du cas [b]). Le biais résulte donc ici de l'inégalité des intervalles selon les individus, entraînant une fréquence variable de leur représentation dans l'échantillon constitué.

En pratique, naturellement, il n'est guère réaliste de négliger l'une des deux sources de variabilité. Le problème est alors plus compliqué à traiter, sauf à faire des hypothèses sur les distributions en cause. Pour la variabilité des intervalles successifs pour *un même individu*, une hypothèse simple consiste à supposer que l'événement se produit avec *une probabilité constante par unité de temps*. Pour le cas qui nous occupe ici, admettre que chaque personne a une probabilité relativement constante (d'un jour

à l'autre) d'avoir un rapport est une hypothèse assez réaliste : la variance résultante est supérieure à celle qui résulterait d'un comportement impliquant une grande régularité (un rapport en fin de semaine, par exemple : à la limite, si la régularité ne souffrait aucune exception, la variance serait nulle), et inférieure à celle qui pourrait résulter d'un comportement consistant à grouper les rapports à des intervalles qui seraient eux-mêmes assez variables (on aurait donc des intervalles entre rapports très courts à l'intérieur des groupes, et longs entre groupes).

On peut, à partir des données de l'enquête, reconstituer *le jour de la semaine* pour le dernier rapport. Le graphique 6 montre cette distribution, d'abord pour l'ensemble des personnes ayant eu leur dernier rapport moins d'un mois avant l'enquête : la répartition est assez uniforme, à l'exception du vendredi. Si l'on élimine les rapports remontant à plus de huit jours (qui sont le fait de 78 % de l'échantillon précédent), le maximum s'atténue, et semble se diluer sur les vendredi, samedi et dimanche. Ces données permettent d'exclure, par exemple, l'hypothèse d'un groupement systématique des rapports en fin de semaine par l'ensemble des couples ; elles ne prouvent pas absolument, toutefois, que les fréquences individuelles de rapports sont à peu près constantes d'un jour à l'autre : les observations seraient compatibles avec une répartition du type « tous les vendredis et lundis » pour un septième de l'échantillon, « tous les samedis et mardis » pour un autre septième, etc., qui engendrerait des intervalles entre rapports pratiquement fixes ; mais un tel schéma semble peu réaliste.

On retiendra donc l'hypothèse d'une fréquence (à peu près) constante pour chaque individu. Si  $a_i$  représente la *probabilité journalière d'avoir*



Graphique 6. – Distribution du jour du plus récent rapport

un rapport, pour l'individu  $i$ , la densité de répartition de l'intervalle entre rapports  $I_i$  est – en notations continues – définie par une fonction exponentielle :

$$f_i(t) = a_i e^{-a_i t}$$

de moyenne et variance égales à :

$$E(I_i) = 1/a_i$$

$$\text{Var}(I_i) = 1/a_i^2$$

Au niveau individuel, on se trouve alors dans le cas [d], et l'application des formules (1) et (2) permet d'établir que la distribution des anciennetés  $A_i$  a exactement les mêmes moyenne et variance que celle des intervalles  $I_i$ . En fait, ces deux distributions sont formellement identiques, résultat remarquable et spécifique à la distribution exponentielle.

Si l'on sélectionne un intervalle ouvert par individu, on dispose donc d'une estimation  $\hat{A}_i$  pour celui-ci, et la moyenne de ces estimations sur l'ensemble des individus est une estimation sans biais de la moyenne d'ensemble. On a donc :

$$E(\hat{A}_i) = \text{Moy. des } E(\hat{A}_i) = \text{moy. des } (1/a_i)$$

et, de même :

$$\text{Var}(\hat{A}_i) = \text{Var}(I_i).$$

Autrement dit, si nous pouvons disposer d'estimations séparées de  $I$  et de  $A$ , la comparaison de leurs moyennes et de leurs variances nous permettra de tester le modèle exponentiel, sans hypothèse particulière pour la variabilité inter-individuelle.

### **Autres problèmes liés aux données**

Comme on l'a vu, nous disposons de deux types d'observations : celles relatives à tous les rapports, sans distinction de partenaire (ancienneté : *ADR*, et fréquence sur les 4 dernières semaines : *FR4*), et celles relatives aux rapports avec deux partenaires spécifiques. Dans l'optique qui est la nôtre ici, ce dernier type de données n'est pas utilisable. En effet, l'information n'a pas été collectée pour deux partenaires pré-définis, qu'on aurait appelés  $P1$  et  $P2$ , et qui auraient pu apparaître tantôt comme «dernier partenaire», tantôt comme «avant-dernier», voire pas du tout dans cette partie du questionnaire; les deux partenaires ont été définis comme ceux avec lesquels la personne interrogée a eu le plus récemment des rapports : ce mode de sélection ne peut que déformer sensiblement les distributions des anciennetés  $A$ , et empêche donc de les relier aux intervalles  $I$ . On ne peut donc utiliser que l'information portant sur l'ensemble des partenaires indifféremment.

Autre problème : on n'a pas demandé à la personne enquêtée l'intervalle entre deux rapports successifs, mais la fréquence de ceux-ci sur

quatre semaines. Certes, il existe une relation simple entre les deux informations, mais elle ne vaut que pour les *moyennes* : en régime stationnaire, l'intervalle moyen est égal à l'inverse de la fréquence moyenne.

Ultime difficulté : si le dernier rapport remonte à plus d'un mois, on n'a aucune information sur la fréquence habituelle des rapports de l'enquête ( $FR4 = 0$ , mais ceci ne vaut que pour les quatre dernières semaines et ne constitue pas, par exemple, une moyenne valable pour une année entière)<sup>(3)</sup>. On est donc contraint de ne raisonner que sur ces données « tronquées », c'est-à-dire s'appliquant aux individus ayant eu au moins un rapport au cours des 4 dernières semaines (88,5 % des personnes ayant eu une activité sexuelle au cours des 12 derniers mois sont dans ce cas).

Il convient d'écartier aussi de l'analyse les enquêtés ayant déclaré n'avoir aucun partenaire à la date de l'enquête, puisque leur activité sexuelle est temporairement (ou définitivement) suspendue.

### ***Comparaisons possibles entre indicateurs disponibles***

Compte tenu des données et contraintes mentionnées ci-dessus, on pourra se livrer à trois types de comparaisons : a) la fréquence « habituelle » des rapports, avec celle des quatre dernières semaines, pour les personnes *n'ayant eu qu'un seul partenaire* au cours des douze derniers mois : on pourra ainsi vérifier si les personnes interrogées font la différence entre les deux questions ; b) les moyenne et variance observées de l'ancienneté du dernier rapport, avec celles de l'intervalle entre rapports estimées à partir de la fréquence déclarée pour les quatre dernières semaines (comparaison entre les intervalles ouverts et une mesure indirecte des intervalles fermés) : sous l'hypothèse du modèle exponentiel, et si l'on admet que la date du dernier rapport est l'information la plus fiable, on pourra contrôler la valeur de la réponse sur la fréquence des rapports ; c) la distribution des intervalles entre deux rapports déduite de la fréquence déclarée sur quatre semaines, avec celle estimée sous l'hypothèse d'une distribution spécifique pour la variabilité inter-individuelle – en l'occurrence log-normale.

### ***Fréquence habituelle, fréquence des quatre dernières semaines***

Pour le dernier partenaire, on posait la question suivante : « *En moyenne, combien de rapports sexuels avez (ou aviez)-vous par mois avec ce partenaire ?* ». Une série de questions étaient posées sur ce partenaire et la forme des relations avec lui, puis répétées éventuellement pour un autre partenaire. Après quoi, il était demandé : « *Au total, combien avez-vous eu de rapports sexuels au cours des 4 dernières semaines ?* »<sup>(4)</sup>. Même dans le cas où la personne

(3) En fait, on dispose de la fréquence habituelle avec le dernier partenaire, comme on l'a vu, mais cette information n'est pas utilisable ici.

(4) Voir note ci-contre.

interrogée n'avait eu qu'un seul partenaire au cours de cette période, les réponses aux deux questions ne coïncident pas forcément puisque la première formulation ne se réfère pas à une période particulière. On admettra que la « moyenne » demandée porte sur les douze derniers mois, et on sélectionnera donc les personnes n'ayant eu qu'un seul partenaire en un an, et déclarant l'avoir toujours au moment de l'enquête, pour comparer les deux réponses. Comme on l'a dit plus haut, les comparaisons ne peuvent valablement porter que sur des personnes ayant eu au moins un rapport au cours du dernier mois.

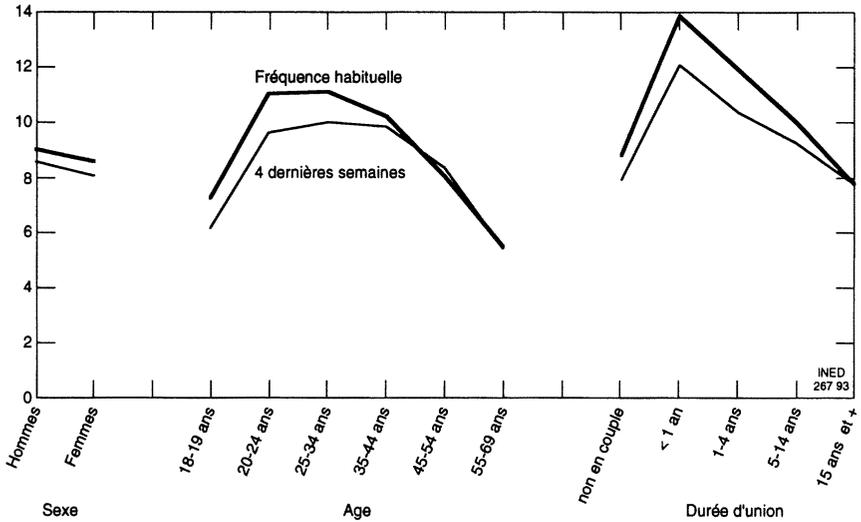
Le tableau 3, illustré par les graphiques 7a et 7b, montre que les réponses moyennes sont peu différentes, et leurs variances également. La fréquence moyenne « habituelle » n'est que légèrement supérieure à celle des 4 dernières semaines, quand elle ne lui est pas égale : c'est chez les couples les plus anciens (au moins 15 ans de vie commune, ou un âge dépassant 35 ans) que la concordance est la plus forte. Il en va presque

TABLEAU 3. — FRÉQUENCE HABITUELLE DES RAPPORTS ET FRÉQUENCE AU COURS DES 4 DERNIÈRES SEMAINES, POUR LES PERSONNES SEXUELLEMENT ACTIVES AU COURS DU DERNIER MOIS ET N'AYANT EU QU'UN SEUL PARTENAIRE EN UN AN (moyennes et variances)

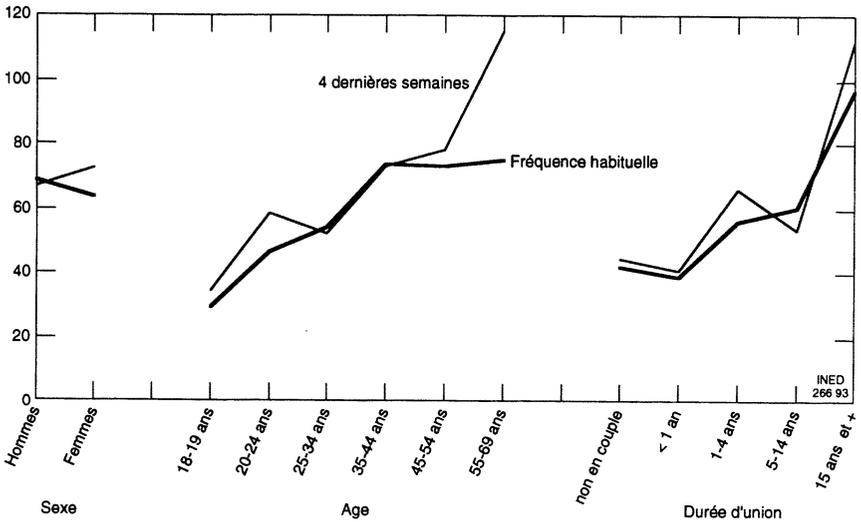
	Moyennes		Coefficient de corrélation	Variances		Effectif
	Fréquence habituelle	Fréquence récente		Fréquence habituelle	Fréquence récente	
Ensemble	8,8	8,3	0,80	66,2	69,4	2 376
Sexe						
Masculin	9,1	8,6	0,83	68,7	66,7	1 225
Féminin	8,6	8,1	0,76	63,5	72,2	1 151
Age						
18-19 ans	7,3	6,1	0,77	29,4	34,8	91
20-24 ans	11,1	9,7	0,78	46,4	58,7	416
25-34 ans	11,1	10,0	0,74	53,9	52,3	825
35-44 ans	10,2	9,9	0,88	73,5	73,0	581
45-54 ans	8,1	8,3	0,86	72,8	78,1	264
55-69 ans	5,5	5,4	0,65	75,2	115,1	199
Ancienneté de la vie en couple						
Non en couple	8,8	8,0	0,85	42,1	44,6	655
Moins d'un an	13,8	12,0	0,70	38,8	40,9	124
1 à 4 ans	11,9	10,4	0,70	56,1	66,4	301
5 à 14 ans	10,0	9,3	0,76	60,4	53,4	578
15 ans et plus	7,8	7,8	0,84	96,8	111,5	612

(4) En toute rigueur, les deux données citées (4 semaines et 1 mois) ne sont pas égales. En pratique, on peut penser que pour beaucoup de répondants une période d'un mois est égale à 4 semaines, comme l'atteste le fait que la réponse « 4 fois par mois » est la plus fréquente, après « 10 fois par mois » : à l'évidence, la valeur « 4 » a été déduite de « une fois par semaine ». On note aussi des fréquences anormalement élevées pour les réponses 8 et 12.

de même pour les variances, mais cette fois, c'est la valeur récente qui dépasse quelque peu la valeur habituelle : résultat attendu, puisque la va-



Graphique 7a. – Fréquence habituelle moyenne des rapports avec le partenaire UNIQUE et fréquence moyenne sur les 4 dernières semaines (personnes sexuellement actives sur un mois)



Graphique 7b. – Variance de la fréquence habituelle des rapports avec le partenaire UNIQUE et variance de la fréquence sur les 4 dernières semaines (personnes sexuellement actives sur un mois)

riabilité de la fréquence sur longue période doit nécessairement être inférieure à celle de la fréquence sur courte période ; on attendait même un écart plus marqué.

Ces fortes concordances suggèrent donc que les deux variables ne mesurent pas des choses très différentes. Comme on le soupçonnait, on peut penser que la réponse sur la période récente (4 dernières semaines) est déjà « standardisée », les personnes interrogées écartant spontanément une réponse qu'elles jugeraient non conforme à leur comportement habituel. Celui-ci pourrait être, de son côté, quelque peu idéalisé, la fréquence déclarée correspondant aux « meilleures périodes » et laissant de côté celles où les rapports pourraient être plus espacés, pour une raison quelconque.

Lorsque l'on croise les réponses obtenues aux deux questions, on constate que la fréquence habituelle n'est supérieure à la fréquence du dernier mois que lorsque celle-ci était faible. On peut, par exemple, calculer la fréquence habituelle moyenne correspondant à *chaque* valeur déclarée pour le dernier mois : les deux valeurs sont toujours très proches, avec une moyenne « habituelle » dépassant légèrement le nombre des rapports du dernier mois quand celui-ci est inférieur à 7 (par exemple, 1,2 pour 1 ; 2,3 pour 2 ; 3,9 pour 3 ; 4,6 pour 4...), et restant légèrement inférieure au-delà de 6. Sur les valeurs individuelles, le coefficient de corrélation est élevé (0,80), et il le reste dans toutes les catégories comme le montre le tableau 3.

***Ancienneté du dernier rapport, fréquence au cours des quatre dernières semaines***

Soit  $F4_i$  la fréquence déclarée pour les quatre dernières semaines par l'individu  $i$ . L'intervalle moyen entre deux rapports successifs correspondant à

cette fréquence est (en jours) :

$$IF_i = \frac{28}{F4_i}$$

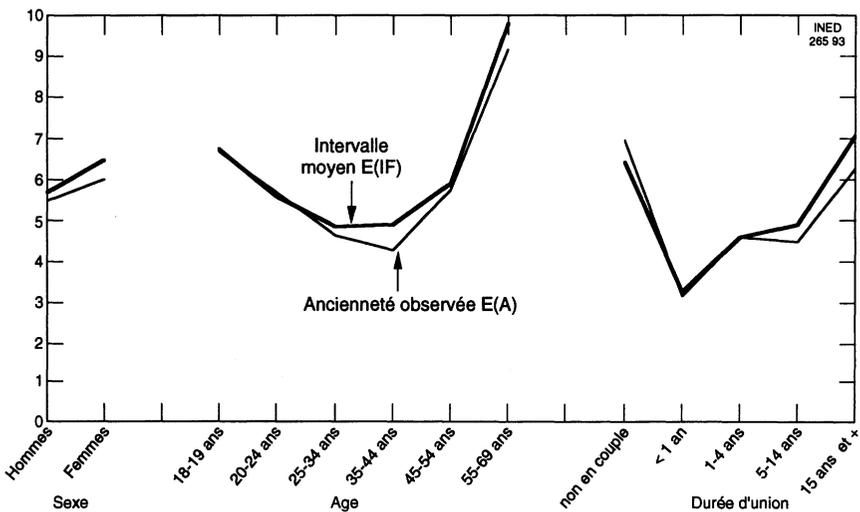
On peut donc calculer la moyenne  $E(IF_i)$  et la variance  $\text{Var}(IF_i)$  de ces estimateurs d'intervalles fermés ;  $IF_i$  n'étant pas défini pour une valeur nulle de  $F4$ , on se limite aux personnes ayant eu au moins un rapport au cours des 4 dernières semaines. Ces estimations de  $E(I)$  et de  $\text{Var}(I)$  peuvent être comparées à celles de  $E(A)$  et de  $\text{Var}(A)$ .

Sous l'hypothèse exponentielle (chaque individu a une probabilité quotidienne de rapports constante,  $a_i$ ), on a vu que  $E(A)$  et  $E(I)$  doivent être égaux, de même que les deux variances : le tableau 4 et le graphique 8 confirment ce résultat pour les moyennes ; l'accord est un peu moins bon pour les variances,  $\text{Var}(IF)$  étant légèrement inférieure à  $\text{Var}(A)$ . Globalement, on peut conclure que les observations disponibles sont compatibles avec l'hypothèse posée, et que les déclarations sur la fréquence des rapports seraient alors cohérentes avec l'ancienneté déclarée pour le plus récent rapport.

TABLEAU 4. – ANCIENNETÉ MOYENNE DU DERNIER RAPPORT : VALEUR OBSERVÉE, ET VALEUR ESTIMÉE (a) À PARTIR DE LA FRÉQUENCE DES 4 DERNIÈRES SEMAINES (PERSONNES AYANT EU AU MOINS UN RAPPORT AU COURS DU DERNIER MOIS)

	Ancienneté moyenne		Interv. moyen entre rapports $E(IF)=28/F$	Variance de cet intervalle Var (IF)	Effectif
	Observée $E(A)$	Estimée $E(AF)$			
Ensemble	5,71	6,33	6,04	40,0	3 620
Sexe					
Masculin	5,44	5,68	5,55	32,2	2 012
Féminin	6,01	7,07	6,46	49,6	1 608
Age					
18-19 ans	6,69	5,55	6,75	29,4	168
20-24 ans	5,68	4,72	5,56	21,5	672
25-34 ans	4,63	4,35	4,81	18,7	1 232
35-44 ans	4,27	5,27	4,90	27,8	892
45-54 ans	5,72	7,02	5,89	48,0	398
55-69 ans	9,16	14,34	9,77	184,7	258
Ancienneté de vie en couple					
Non en couple	6,96	4,71	6,40	19,3	1 392
Moins d'un an	3,13	2,39	3,24	5,0	200
1-4 ans	4,55	4,63	4,56	21,5	351
5-14 ans	4,45	4,97	4,90	24,7	714
15 ans et plus	6,27	11,21	7,02	108,4	786

(a) Voir formule (3) dans le texte.



Graphique 8. – Ancienneté moyenne du dernier rapport (A) et intervalle moyen entre rapports d'après la fréquence sur 4 semaines (IF) (personnes sexuellement actives sur un mois et avec partenaire)

**Modélisation de la variabilité inter-individuelle**

La comparaison précédente peut être prolongée en choisissant une hypothèse pour la forme d'une des distributions des intervalles (*A* ou *I*) : il s'agit, en pratique, de choisir des fonctions mathématiques permettant de simplifier la formule (2). Le plus logique, en continuité avec l'hypothèse déjà faite pour la variabilité intra-individuelle, est de choisir une loi de répartition pour les moyennes individuelles d'intervalles entre rapports (*I*). D'après les données disponibles, cette fonction doit présenter un maximum quelques jours après le point-origine : la loi log-normale pourrait convenir (voir Dreesbeke *et al.*, 1989 ; Bourrette et Mairesse, 1992). Sa densité est la suivante :

$$f_I(t) = \frac{1}{t\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} (\log(t) - m)^2\right] \tag{3}$$

si *m* et  $\sigma^2$  désignent les moyenne et variance de la loi normale dont *f* est dérivée. Les moments de cette fonction de répartition sont (cf. annexe) :

$$E(I) = \exp\left(m + \frac{\sigma^2}{2}\right)$$

$$E(I^k) = \exp\left(km + \frac{k^2\sigma^2}{2}\right)$$

Ces deux équations sont équivalentes aux deux suivantes, si l'on utilise le moment d'ordre 2 :

$$m = 2 \log(E(I)) - \frac{1}{2} \log(E(I^2))$$

$$\sigma^2 = -2 \log(E(I)) + \log(E(I^2))$$

*E(I<sup>2</sup>)* est lui-même relié à la variance *Var(I)* par :

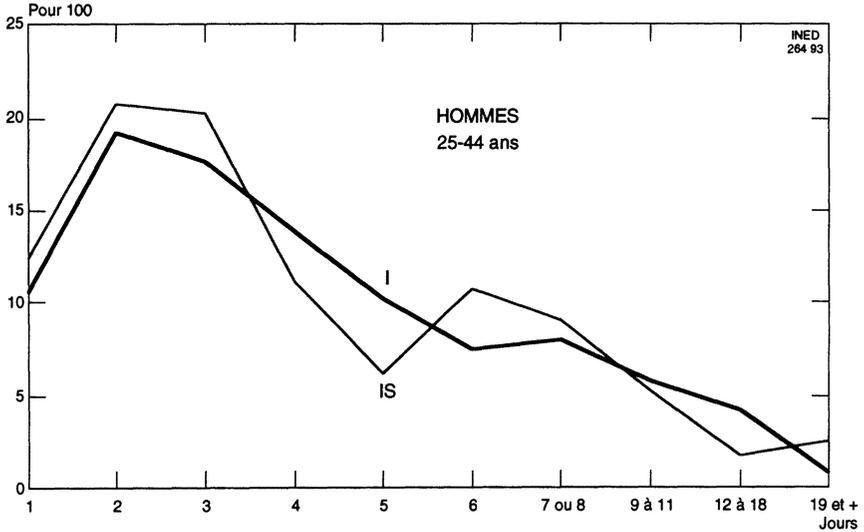
$$E(I^2) = \text{Var}(I) + [E(I)]^2$$

Il est donc possible, à partir des valeurs observées de *E(IF)* et *Var(IF)*, d'estimer l'ensemble de la distribution des intervalles *I*, pour la comparer à celle des *IF* observés (rappelons que *IF* n'est pas mesuré directement, mais par l'intermédiaire de la fréquence déclarée : *IF* = 28/FR4).

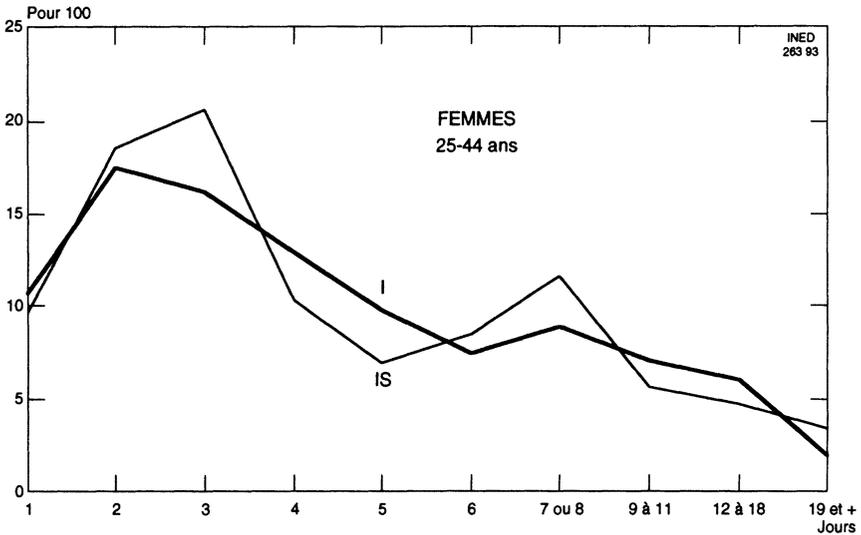
Le résultat est médiocre aux âges et durées extrêmes ; on a donc poursuivi l'analyse en se limitant à deux groupes :

- les hommes de 25 à 44 ans ;
- les femmes du même âge.

Les graphiques 9a et 9b présentent les distributions des intervalles *I* calculés au moyen de la formule (3) et celles des intervalles *IF* déduits des fréquences. Visuellement, l'ajustement est assez bon : il confirme donc la pertinence du modèle combinant la loi exponentielle (variabilité intra-individuelle) et la loi log-normale (variabilité inter-individuelle).



Graphique 9a. - Distribution des intervalles entre rapports :  
 - observée (IS), d'après la fréquence sur 4 semaines  
 - ajustée (I) par une loi lognormale



Graphique 9b. - Distribution des intervalles entre rapports :  
 - observée (IS), d'après la fréquence sur 4 semaines  
 - ajustée (I) par une loi lognormale

Le test du CHI-2 est, cependant, décevant : les valeurs obtenues sont beaucoup trop élevées pour que l'ajustement soit jugé acceptable selon ce

critère. Ce résultat s'explique d'au moins deux manières. Tout d'abord, les effectifs pris en compte étant importants (de l'ordre du millier pour chaque sexe), le test est très exigeant. D'autre part, il ne faut pas perdre de vue que la distribution « observée »  $IF$  est, par nature, peu régulière. En effet, la conversion des « fréquences sur 28 jours » en intervalles n'est pas bi-univoque (tableau 5) : chaque valeur faible de  $IF$  regroupe plusieurs valeurs de  $F$ , et au-delà de 7 toutes les valeurs ne sont pas possibles. A cela s'ajoutent les effets d'attraction des chiffres ronds (10, 15, 20) et des multiples de 4 (pour les personnes qui ont converti une « fréquence par semaine » en « fréquence pour 4 semaines » : 4, 8, 12...). La réponse « 8 », par exemple, pose un problème : la division de 28 par 8 donne exactement 3,5 ; on a arrondi  $IF$  à 4 dans ce cas, d'une part parce que cette valeur était peu représentée (le seul autre cas était  $F = 7$ , réponse assez rare), et d'autre part parce que certaines personnes ont pu raisonner sur une période d'un mois, au lieu de quatre semaines, ce qui justifie alors l'arrondi à 4 ( $30/8 = 3,75$ ).

Pour ces raisons, on se satisfera des ajustements réalisés. Signalons qu'un résultat voisin aurait pu être obtenu en appliquant une loi Bêta aux  $1/p_i$ .

TABLEAU 5. – INTERVALLE MOYEN ENTRE RAPPORTS : VALEUR DÉDUITE DE LA FRÉQUENCE DÉCLARÉE POUR LES 4 DERNIÈRES SEMAINES, ET VALEUR ESTIMÉE À PARTIR DE LA DISTRIBUTION DES ANCIENNETÉS DU DERNIER RAPPORT SOUS L'HYPOTHÈSE LOG-NORMALE (PERSONNES AYANT EU AU MOINS UN RAPPORT AU COURS DU DERNIER MOIS)

	Intervalle moyen		Variance	
	D'après fréquence $E(IF)$	Estimé $E(I)$	D'après fréquence $Var(IF)$	Estimée $Var(I)$
Ensemble	6,04	6,20	40,0	32,4
Sexe				
Masculin	5,65	5,83	32,2	29,4
Féminin	6,46	6,60	49,6	35,8
Age				
18-19 ans	6,75	10,30	29,4	31,7
20-24 ans	5,56	8,36	21,5	25,1
25-34 ans	4,81	5,70	18,7	20,3
35-44 ans	4,90	4,46	27,8	18,2
45-54 ans	5,89	5,43	47,9	32,6
55-69 ans	9,77	6,66	184,7	77,6
Ancienneté de vie en couple				
Non en couple	6,40	11,97	19,3	23,3
Moins d'un an	3,24	4,62	5,0	7,6
1-4 ans	4,56	4,82	21,5	20,6
5-14 ans	4,90	4,50	24,7	19,8
15 ans et plus	7,02	4,26	108,0	35,3
Hommes, 25-44 ans	4,50	4,82	17,5	15,8
Femmes, 25-44 ans	5,23	5,33	28,7	23,4

TABLEAU 6. – CONVERSION DES FRÉQUENCES DÉCLARÉES SUR 4 SEMAINES (*F*)  
EN INTERVALLES ENTRE DEUX RAPPORTS (*IF*)

Fréquence sur quatre semaines ( <i>F</i> )	Nombre de réponses (a)	$IF=28/F$	Classes correspondantes pour les intervalles <i>I</i>
1	102	28	19-30
2	120	14	12-18
3	144	9	9-11
4	252	7	7-8
5	232	6	6
6	152	5	5
7	57		
8	164	4	4
9	16		
10	412	3	3
11	1		
12	124		
13	5		
14	6		
15	224	2	2
16	22		
17	9		
18	5		
19	0		
20	163		
21-24	5		
25	17	1	1
27-29	6		
30	47		
35-60	20		
	2 305		

(a) Sans pondération.

**Conclusion** Mesurer la fréquence des rapports peut sembler naturel (et relativement simple) dans une enquête traitant des comportements sexuels. Il est clair que l'importance de la sexualité dans la vie d'un homme ou d'une femme et pour la relation de couple, le risque de contracter une maladie transmissible par voie sexuelle, et les mesures de prévention pouvant être proposées ou utilisées, dépendent de la fréquence des rapports ou déterminent celle-ci. Cependant, pour cet indicateur de l'activité sexuelle comme pour d'autres, il est difficile de faire la part – dans les déclarations des individus – entre ce qui reflète leurs comportements réels et ce qui relève plutôt de leur système normatif, voire de leurs fantasmes; des différences de définition ou de perception (qu'est-ce

qu'un rapport sexuel? qu'est-ce qu'un partenaire?...)) pourraient aussi compromettre l'homogénéité des réponses.

Les données brutes de l'enquête ACSF sont, *a priori*, plutôt rassurantes, à plusieurs titres : elles confirment les observations disponibles pour des populations comparables ; elles montrent des variations des valeurs moyennes selon divers critères (notamment l'âge et l'ancienneté de l'union) qui sont significatives et semblent très plausibles ; et le faible écart entre les réponses des hommes et des femmes est également satisfaisant. En plus de la fréquence de leurs rapports (au cours des quatre dernières semaines), l'ancienneté du plus récent rapport avait été demandée aux personnes interrogées : les deux informations ont pu être comparées, offrant ainsi la possibilité de tester la cohérence des déclarations.

Avec une hypothèse de fréquence constante pour un même individu (la distribution résultante des intervalles étant de type exponentielle), les moyenne et variance des anciennetés du dernier rapport sont parfaitement cohérentes avec celles des intervalles déduits de la fréquence déclarée sur quatre semaines ; ce dernier résultat est valable sans hypothèse particulière sur la variabilité inter-individuelle de l'activité sexuelle. Pour cette dernière, une distribution log-normale des moyennes individuelles d'intervalles entre rapports peut convenir, au moins entre 25 et 45 ans.

Toutes ces données, cependant, pourraient sous-estimer la variabilité de la fréquence des rapports pour un même couple d'un mois sur l'autre : la cohérence d'ensemble n'est peut-être atteinte qu'au prix d'une certaine « normalisation » des déclarations, qui pourrait notamment éliminer les périodes avec fréquence plus réduite. Ce point risque d'être particulièrement important pour les personnes les plus jeunes et les plus âgées, comme l'indique le fait que l'ajustement log-normal des intervalles entre rapports n'est satisfaisant qu'entre 25 et 45 ans.

Henri LERIDON

## ANNEXE

### La loi log-normale. Calcul des moments

Une variable aléatoire suit une loi *normale* de moyenne  $m$  et d'écart-type  $\sigma$  si la fonction de fréquence est :

$$f(t) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(t-m)^2\right]$$

La loi *lognormale* associée est la suivante :

$$f(t) = \frac{1}{\sigma t\sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(\log(t)-m)^2\right]$$

Le moment d'ordre  $k$  s'écrit :

$$E(X^k) = \int_0^{\infty} t^k \frac{1}{\sigma t \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} (\log(t) - m)^2\right] dt$$

Posons :  $u = \log t$  (ou :  $t = \exp u$ )

$$du = dt / t.$$

Il vient :

$$E(X^k) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} (u - m)^2 + ku\right] du$$

Le numérateur du terme en exponentielle peut s'écrire :

$$-(u - m)^2 + 2\sigma^2 ku = -(u - [k\sigma^2 + m])^2 + 2km\sigma^2 + \sigma^4 k^2$$

D'où :

$$-\frac{1}{2\sigma^2} (u - m)^2 + ku = -\frac{1}{2\sigma^2} (u - [m + k\sigma^2])^2 + mu + \frac{k^2\sigma^2}{2}$$

$$E(X^k) = \exp\left(km + \frac{k^2\sigma^2}{2}\right) \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sigma \sqrt{2\pi}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} (u - [m + k\sigma^2])^2\right] du$$

L'intégrale est celle d'une loi normale de moyenne  $(m + k\sigma^2)$  et de variance  $\sigma^2$ ; elle vaut donc 1. D'où finalement :

$$E(X^k) = \exp\left(km + \frac{k^2\sigma^2}{2}\right)$$

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BLANC (A.K.) and RUTENBERG (N.) (1991). « Coitus and contraception : The utility of data on sexual intercourse for family planning programs », *Studies in Family Planning*, 22(3) : 162-176.
- BOURRETTE (R.) et MAIRESSE (J.) (1992). *Le temps de récurrence arrière : principaux résultats et applications aux données démographiques*, Paris : ENSAE (Mémoire de démographie, sous la direction d'H. Leridon).
- DROESBEKE (J.J.), FICHET (B.), TASSI (P.) (Eds) (1989). *Analyse statistique des durées de vie. Modélisation des données censurées*, Paris : Economica.
- GRAY (R.), LERIDON (H.) and SPIRA (A.) (Eds) (1993). *Biomedical and demographic determinants of reproduction*, Oxford : Oxford Univ. Press.
- HORNSBY (P.P.) and WILCOX (A.J.) (1989). « Validity of questionnaire information on frequency of coitus », *American Journal of Epidemiology*, 130 (1) : 94-99.
- JAMES W.H. (1983). « Decline in coital rates with spouses' ages and duration of marriage », *Journal of Biosocial Science*, 15 (1) : 83-87.
- KINSEY (A.), POMEROY (W.), MARTIN (C.) (1953). *Sexual behavior in the human male*, Philadelphie et Londres : Saunders.
- LERIDON (H.), CHARBIT (Y.), COLLOMB (P.), SARDON (J.P.), TOULEMON (L.) (1987). *La seconde révolution contraceptive. La régulation des naissances en France de 1950 à 1985*, Paris, INED-PUF (Cahier n° 117).
- SAMSON (J.M.), LEVY (J.J.), DUPRAS (A.), TESSIER (D.) (1990). « Les comportements sexuels des Montréalais francophones », *Contraception-Fertilité-Sexualité*, 18 (4) : 227-283.

- SHEPS (M.) et MENKEN (J.) (1973). *Mathematical models of conception and birth*, Chicago : University of Chicago Press.
- SIMON (P.), GONDONNEAU (J.), MIRONER (L.), DOURLEN-ROLLIER (A.M.) (1972). *Rapport sur le comportement sexuel des Français*, Paris : R. Julliard et P. Charron.
- TRUSSELL (J.) et WESTOFF (C.) (1980). « Contraceptive practice and trends in coital frequency », *Family Planning Perspectives*, 12 (5) : 246-249.
- UDRY (J.R.) (1979). « Changes in the frequency of marital intercourse from panel data », *Ach. Sex. Behav.* 9 : 319-325.
- UDRY J.R. (1993). « Coitus as demographic behavior », 85-97, in : *Biomedical and demographic determinants of reproduction*, GRAY, LERIDON et SPIRA (Eds), Oxford : Oxford University Press.

**LERIDON (Henri). – La fréquence des rapports sexuels : données et analyses de cohérence**

Les modèles de transmission du Sida et de diffusion de l'épidémie font appel à des variables décrivant les comportements sexuels, comme le nombre de partenaires et la fréquence des rapports. Il est donc important de rassembler des informations sur ces variables, et d'évaluer leur degré d'exactitude. On s'intéresse ici aux données sur la fréquence des rapports collectée dans l'enquête de 1992 sur les comportements sexuels en France (ACSF).

La fréquence déclarée pour les quatre dernières semaines est semblable pour les hommes et les femmes (respectivement 8,0 et 7,1) ; elle diminue quand l'âge (après 25 ans) ou la durée d'union s'élève, passant par exemple de 13 par mois au cours de la première année de la vie de couple à moins de 8 après 15 ans. Ces résultats confirment ceux d'enquêtes antérieures, comme l'enquête Simon de 1970.

Cette fréquence des quatre dernières semaines est ensuite comparée à la fréquence « habituelle », pour les monopartenaires. La cohérence est très forte, montrant que les répondants ne font guère de différence entre les deux questions.

La fréquence déclarée peut aussi être rapprochée de l'ancienneté du dernier rapport. L'inverse de la fréquence, en effet, donne une estimation de l'intervalle entre deux rapports (pour chaque individu), qui constitue un intervalle « fermé » ; l'ancienneté du dernier rapport constitue, elle, un intervalle « ouvert ». Les conditions de comparabilité de ces deux mesures sont discutées. Sous l'hypothèse que la probabilité d'avoir un rapport est approximativement constante d'un jour à l'autre pour un même individu, on montre que les deux types d'intervalles ont la même espérance mathématique ; les données de l'enquête sont en parfait accord avec ce modèle, ce qui permet de conclure que les deux questions donnent des réponses cohérentes. Avec l'hypothèse supplémentaire d'une répartition lognormale des probabilités journalières de rapport des divers individus, il est possible d'estimer la distribution complète des intervalles.

Il reste que l'ensemble des informations recueillies pourraient souffrir d'un même type de biais (tendance à la « normalisation » des comportements déclarés), résultant en une surestimation de la cohérence des données et, peut-être, de la fréquence habituelle des rapports.

**LERIDON (Henri). – Coital frequency : data and coherence analyses**

Models of the transmission of AIDS and of the spread of the epidemic use variables that describe sexual behaviour, e.g. the number of sexual partners, and coital frequency. It is, therefore, useful to collect information on these variables and to assess its validity. In this paper, we focus on data relating to coital frequency, given in the Survey on Sexual Behaviour in France (ACSF) undertaken in 1992.

Reported coital frequency during the past four weeks is similar for men and for women (8.0 and 7.1 respectively). It decreases with age (after the age of 25) and duration of the union, falling from 13 per month during the union's first year, to less than 8 per month after 15 years. These results confirm those from earlier surveys, such as that by Simon in 1970.

Frequency over the last four weeks is compared with habitual frequency, within single partnerships. The correlation is quite strong, and shows that the two questions hardly differ in the view of respondents.

Reported frequency can also be correlated with duration since last intercourse. The reciprocal of frequency provides an estimate of the interval between two acts of intercourse (for each individual). This will be a closed interval, whereas the time elapsed since last intercourse is an open interval. The conditions which make these two measures comparable are discussed. Assuming that an individual is bound to engage in intercourse with roughly the same probability every day, it is shown that the mathematical expectations of the lengths of both types of interval are the same. The survey data fit this model so perfectly that it may be concluded that both questions have received consistent answers. The further assumption that the daily probability of intercourse is lognormally distributed between individuals, makes it possible to estimate the entire distribution of intervals.

However, it is possible that all the data are marred by the same bias : the tendency to standardize reported behaviour. This would lead to an overestimate of the strength of the correlation, and perhaps of the habitual frequency of sexual relations.

**LERIDON (Henri). – La frecuencia de relaciones sexuales : datos y análisis de coherencia**

Los modelos de transmisión del sida y de difusión de la epidemia requieren el uso de variables que describan los comportamientos sexuales, como el número de parejas y la frecuencia de las relaciones. Es por ello que agrupar información sobre estas variables y evaluar su grado de exactitud es importante. El interés del artículo reside en los datos sobre la frecuencia de relaciones recogidas en la encuesta de 1992 sobre los comportamientos sexuales en Francia (ACSF).

La frecuencia declarada relativa a las cuatro semanas anteriores a la encuesta es parecida para hombres y mujeres (respectivamente 8,0 y 7,1). Esta frecuencia disminuye cuando la edad (más de 25 años) o la duración de la unión aumenta, pasando por ejemplo de 13 por mes durante el primer año de vida en pareja a menos de 8 después de 15 años. Estos resultados confirman los de encuestas anteriores, como la encuesta Simon de 1970.

Esta frecuencia declarada para las cuatro semanas anteriores se compara con la frecuencia «habitual», para los individuos con una única pareja. La coherencia es muy elevada, lo cual demuestra que los encuestados apenas establecen diferencias entre las dos preguntas.

La frecuencia declarada también se puede relacionar con el tiempo transcurrido después de la última relación. El inverso de la frecuencia ofrece, efectivamente, una buena estimación del intervalo entre dos relaciones (para cada individuo), constituyendo pues un intervalo cerrado; el tiempo transcurrido desde la última relación constituye por su parte un intervalo abierto. El artículo discute las posibilidades de comparación entre estas dos medidas. Bajo la hipótesis de que la probabilidad de tener una relación es aproximadamente constante de un día a otro para un mismo individuo, se demuestra que los dos intervalos tienen la misma esperanza matemática; los datos de la encuesta se adaptan perfectamente a este modelo, lo cual permite concluir que las dos preguntas ofrecen respuestas coherentes. Con la hipótesis suplementaria de una repartición logonormal de las probabilidades diarias de relaciones para diversos individuos, es posible estimar la distribución completa de los intervalos.

La única posibilidad de error sería que las informaciones recogidas sufriesen un mismo tipo de sesgo (tendencia a la «normalización» de los comportamientos declarados), resultando en una sobreestimación de la coherencia entre los datos y, quizás, de la frecuencia habitual de las relaciones.