

MICHEL FRÉJEAN

JEAN-PIERRE PANZANI

PHILIPPE TASSI

Les ménages inscrits en liste rouge et les enquêtes par téléphone

Journal de la société statistique de Paris, tome 131, n° 3-4 (1990), p. 86-102

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1990__131_3-4_86_0

© Société de statistique de Paris, 1990, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

LES MÉNAGES INSCRITS EN LISTE ROUGE ET LES ENQUÊTES PAR TÉLÉPHONE

Michel FRÉJEAN

Directeur des études de Médiamétrie

Jean-Pierre PANZANI

Analyste-Informaticien à Médiamétrie

Philippe TASSI

Directeur Scientifique de Médiamétrie

RÉSUMÉ

La croissance du nombre de ménages inscrits en liste rouge, c'est-à-dire dont le numéro de téléphone n'apparaît pas sur l'annuaire, soulève un certain nombre de difficultés pour les utilisateurs des enquêtes par sondage téléphonique. Cet article présente les performances de la procédure de déclinaison, qui consiste à modifier les deux derniers chiffres de numéros tirés sur l'annuaire, à partir de résultats de l'enquête « 75 000 Radio - TV » réalisée par la Société MEDIAMETRIE. L'efficacité de la méthode est démontrée, et des éléments sur le comportement d'audience et la structure socio-démographique des ménages utilisant le service liste rouge sont donnés.

The increase of the number of households unlisted on telephone directory, that is to say whose telephone number does not appear on it, raises a certain amount of difficulties for the specialists of telephone surveys. This paper shows the performances of a procedure which consists in modifying the last two digits of numbers drawn from the directory, from results of the survey "75 000 Radio - TV" made by the company MEDIAMETRIE. The efficiency of the method is proved and elements on the behaviour of audience and the sociodemography structure of unlisted households are given.

I. QUELQUES RÉSULTATS THÉORIQUES

Le recueil des données par enquêtes téléphoniques auprès des ménages ou des individus est récent. On peut situer son acceptation par le milieu scientifique autour de 1965, avec les Etats Unis comme pays précurseur. Il est clair qu'un niveau élevé d'équipement téléphonique est une condition nécessaire pour la réussite de ce type d'enquêtes, ou, tout au moins, pour garantir une « représentativité » satisfaisante de l'échantillon et donc la fiabilité des résultats.

Il faut rappeler à ce propos que la proportion de ménages résidant en France équipés du téléphone n'était que de 9,3% en janvier 1964 (source INSEE, enquête Budget des familles 1963 - 1964), et n'a dépassé 50% que vers la fin 1978.

En outre, le développement du téléphone et de ses utilisations à des fins commerciales, comme le marketing téléphonique, a engendré de nouvelles difficultés : en même temps que le taux d'équipement des ménages progressait fortement pour passer au delà du seuil de 92% en 1988, on observait un sensible accroissement du nombre de ménages inscrits en liste orange et en liste rouge. La liste rouge, instituée par le code des postes et télécommunications, est composée des abonnés désireux de ne pas apparaître sur l'annuaire. La liste orange concerne les usagers souhaitant se soustraire à la diffusion commerciale de l'annuaire téléphonique tout en maintenant leur présence au fichier de l'annuaire, contrairement à la liste rouge. Il est utile de rappeler en effet, que la Commission Nationale de l'Informatique et des Libertés a autorisé la commercialisation de l'annuaire téléphonique.

Quelles que soient les causes du développement de cette attitude, que l'on ne peut que constater, elle pose certains problèmes aux utilisateurs des méthodes de sondage par téléphone, puisqu'une part des individus, parfois non négligeable et *a priori* non homogène au reste de la population, ne peut être touchée.

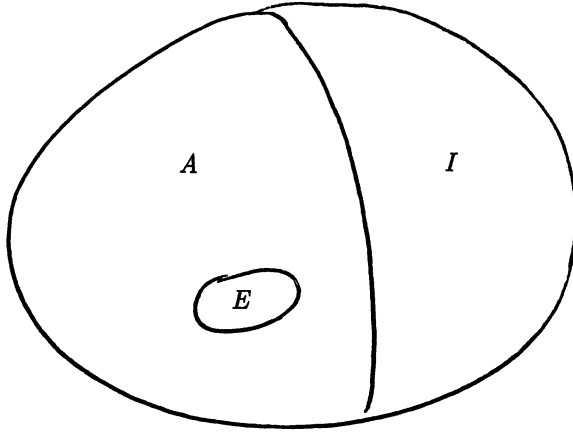
Pour extrapoler valablement à une population de référence, notée Ω , les résultats observés sur un échantillon, toute unité de Ω doit avoir une probabilité non nulle d'être sélectionnée. Par construction même, la population des individus (ou des ménages) est divisée en deux groupes : les « accessibles » - individus appartenant à des ménages dont le numéro figure dans l'annuaire - et les « inaccessibles » inscrits en liste rouge. On sait qu'un biais existe lorsque les deux sous-populations ont des caractéristiques différentes.

1. Un peu de théorie

De façon à être homogène avec l'application qui suivra, la population-cible est constituée par les ménages ordinaires au sens INSEE⁽¹⁾ ; elle est, par construction, divisée en deux : les ménages accessibles par téléphone, A , et les ménages inaccessibles, I , inscrits sur la liste rouge.

Nous négligerons le cas des ménages multi-équipés, c'est-à-dire possédant deux, ou plus, lignes téléphoniques à usage domestique. Tous les ménages équipés du téléphone ont donc le même poids dans Ω .

(1). La population hors ménage ordinaire comprend les personnes vivant dans des ménages collectifs (maisons de retraite, foyers de travailleurs, ...) ou appartenant à la population comptée à part (hôpitaux psychiatriques, maisons d'arrêt; élèves internes ou militaires n'ayant pas déclaré d'adresse personnelle).



L'échantillon initial de l'enquête, E , est constitué de n numéros de téléphone appartenant à des ménages ordinaires et tirés sur l'annuaire. Il est donc, par nature, contenu dans A .

Notons par N_A (resp. N_I) le nombre d'unités de A (resp. I), par \bar{Y}_A (resp. \bar{Y}_I) moyenne d'une variable réelle Y sur la sous-population A (resp. I).

Supposons que les n individus de l'échantillon initial E aient répondu ; soit \bar{y} moyenne de la variable Y sur E . Il est clair que \bar{y} est un estimateur sans biais de \bar{Y}_A .

Or, en notant par \bar{Y} la moyenne de Y sur l'ensemble de la population, on a, par construction :

$$\bar{Y} = f_A \bar{Y}_A + f_I \bar{Y}_I$$

avec $N = N_A + N_I$, $f_A = N_A/N$ et $f_I = N_I/N$.

L'estimateur \bar{y} est biaisé pour \bar{Y} :

$$E(\bar{y}) - \bar{Y} = f_I (\bar{Y}_A - \bar{Y}_I) \quad (1)$$

Le biais d'estimation de Y est proportionnel au taux f_I de ménages inaccessibles et au « contraste » $\bar{Y}_A - \bar{Y}_I$, différence entre les valeurs moyennes de Y sur les sous-populations A et I .

Les résultats usuels des sondages permettent d'établir que la variance de \bar{y} peut être approchée par :

$$\frac{(N - n) S_A^2}{n N_A} \quad (2)$$

où S_A^2 est la variance de Y sur la sous-population A des ménages accessibles.

Comme \bar{y} est biaisé, la théorie statistique conduit à juger de sa qualité par son risque $R(\bar{y}) = E(\bar{y} - \bar{Y})^2$. Il est voisin de :

$$\frac{(N - n)}{n N_A} S_A^2 + f_I^2 (\bar{Y}_A - \bar{Y}_I)^2 \quad (3)$$

2. Gestion des appels

Il est évident, en pratique, que les n numéros de l'échantillon initial E ont « peu de chances » de tous donner lieu à n interviews. Peuvent arriver, par exemple, les situations suivantes de non-réponses :

- non-réponse vraie (personne ne décroche)
- appel aboutissant sur un répondeur
- numéro non libre
- encombrement du réseau
- numéro à usage professionnel
- pas de répondant comprenant le français
- répondant hors du champ de l'enquête
- refus de réponse.

Chacune de ces situations donne naissance à une gestion particulière, hormis le refus de réponse. Ainsi, à titre d'exemple, un numéro correspondant à une non-réponse vraie va être rappelé trois autres fois, à des jours et des heures différents, sans prise de rendez-vous préalable.

Une fois les diverses tentatives de nouveau contact effectuées, on observe un certain nombre de numéros de E n'ayant pas donné lieu à interview.

On désigne par p la probabilité qu'un numéro de A donne lieu à un interview, probabilité estimée par le taux d'interviews réalisées sur l'échantillon E .

Lorsqu'un numéro de E n'a pas abouti à une interview, il y a modification aléatoire des deux derniers chiffres et donc création « aléatoire » par décalage d'un nouveau numéro. En utilisant l'écriture symbolique de France Télécom pour un numéro de téléphone, on a la transformation :

$$A B P Q M C D U \longrightarrow A B P Q M C D' U'$$

Cette technique de génération des numéros porte le nom de « déclinaison ».

On pourrait penser à engendrer aléatoirement, et dès l'origine du processus, la totalité du numéro, ou tout au moins ses six derniers chiffres. Le coût de l'enquête devient alors souvent excessif compte tenu des numéros affectés à des entreprises, à des ménages pour un usage professionnel, ou non attribués.

Trois cas sont possibles pour un numéro décliné : il appartient soit à A (probabilité π_1), soit à I (probabilité π_2), ou bien il n'est pas attribué (probabilité π_3).

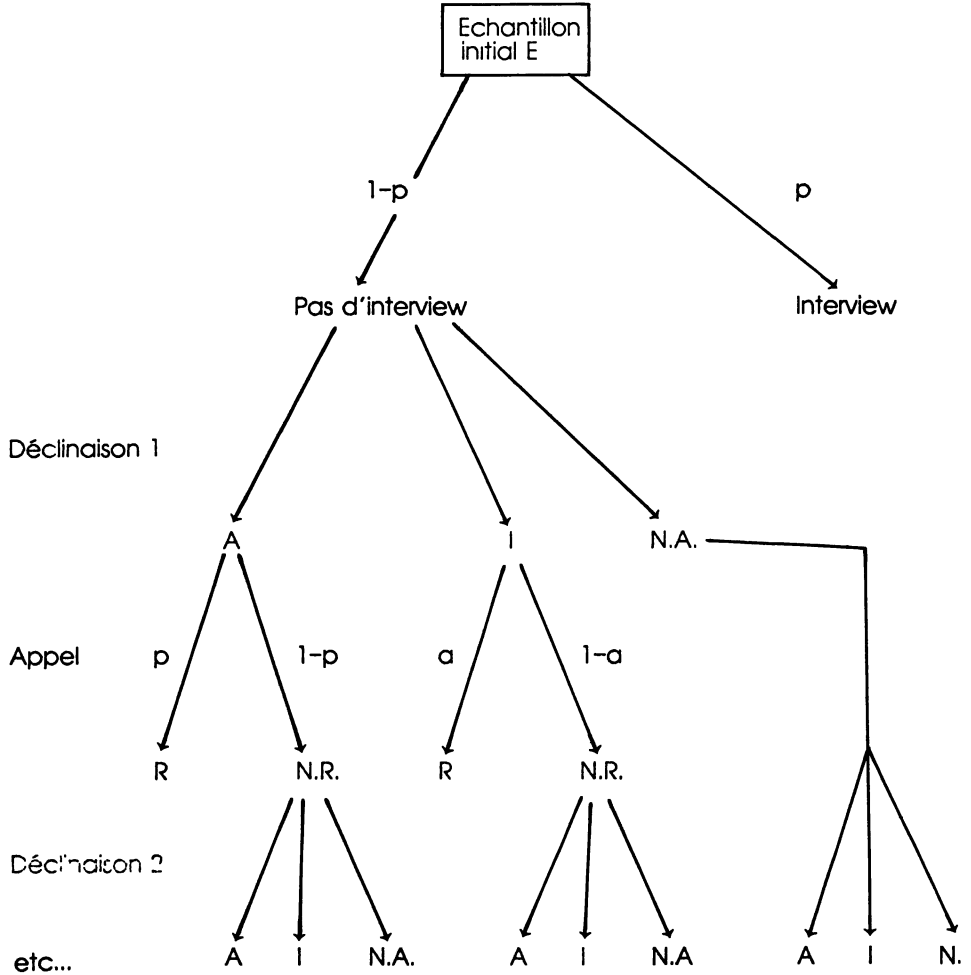
Les numéros inscrits en liste rouge n'ayant pas de structure particulière, un numéro décliné attribué a la probabilité

$$\pi = \pi_2 / (\pi_1 + \pi_2)$$

d'être dans la sous-population I et $1 - \pi$ d'être dans A .

Les numéros engendrés aléatoirement sont gérés alors comme ceux de l'échantillon E . Ainsi, ceux qui n'auront pas abouti à une interview après quatre appels à jours et heures différents seront déclinés à leur tour, et ainsi de suite.

Si nous notons par a la probabilité qu'un numéro de I fournisse une réponse à l'enquête, la logique de la méthode peut être représentée par le diagramme suivant :



Légende R : réponse (interview)

N.R. : pas d'interview

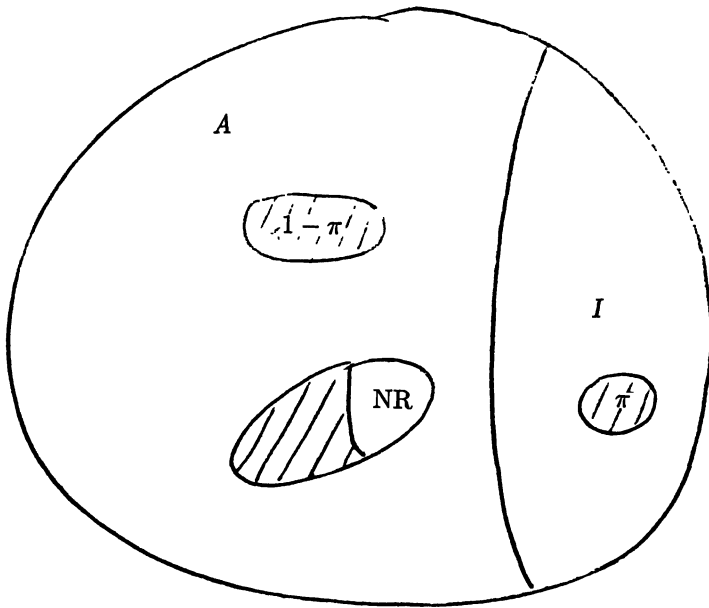
N.A. : numéro non attribué

La lecture du graphe précédent permet de probabiliser les divers éléments ; ainsi sachant qu'un numéro de E n'a pas abouti à une interview, la probabilité

d'enregistrer cette interview à la première déclinaison est :

$$P_1 = (1 - p)[\pi_2 a + \pi_1 p]$$

La figure ci-après résume la situation finale, les sous-ensembles hachurés correspondant aux interviews réellement effectuées :



Compte tenu de la formule (1), cela revient à réduire, à chaque étape de déclinaison, la proportion de non-accessibles et donc, à contraste constant, à diminuer le biais.

Le diagramme suivant fournit, en espérance, le nombre d'interviews réalisées à chaque étape de la procédure des appels.

A l'issue de la $k^{\text{ième}}$ déclinaison, on obtient le nombre moyen R_k d'interviews réalisées, en posant $q = 1 - p$ et $\lambda = \pi_2 a + \pi_1 p$, λ n'étant rien d'autre que la probabilité d'obtention d'une interview, qu'elle provienne d'un numéro attribué figurant sur l'annuaire ou non :

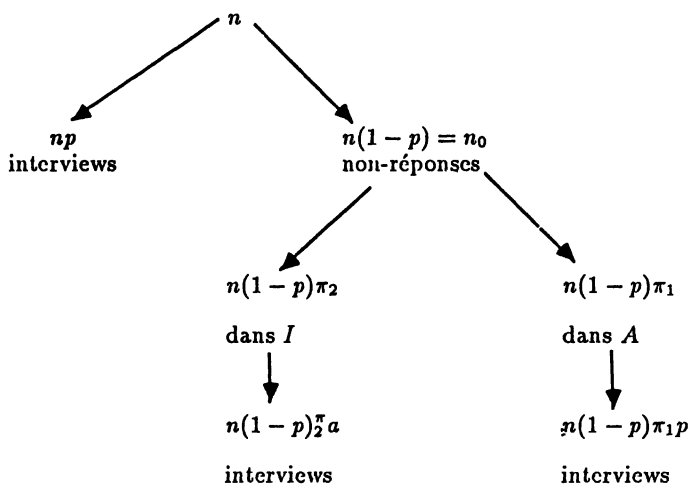
$$R_k = np + nq\lambda + nq\lambda(1 - \lambda) + \dots + nq\lambda(1 - \lambda)^{k-1}$$

ou encore

$$R_k = n[1 - q(1 - \lambda)^k]$$

On remarque, au passage, que $\lim_{k \rightarrow +\infty} R_k = n$, c'est-à-dire que la procédure est convergente : la taille de l'échantillon initial est conservée.

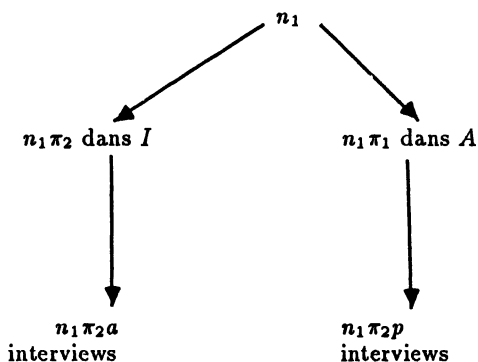
Déclinaison 0
(Echantillon E)



Déclinaison 1

$$\Rightarrow n_1 = n_0(1 - \pi_2 a - \pi_1 p) \text{ non réponses}$$

Déclinaison 2



$$\Rightarrow n_2 = n_1(1 - \pi_2 a - \pi_1 p) \text{ non-réponses}$$

Intéressons-nous maintenant au nombre de réponses obtenues dans la sous-population I :

$$\begin{aligned} R_k(I) &= nq\pi_2 a + nq\pi_2 a(1-\lambda) + \dots + nq\pi_2 a(1-\lambda)^{k-1} \\ &= \frac{nq\pi_2 a[1 - (1-\lambda)^k]}{\lambda} \end{aligned}$$

Le taux d'interviews provenant de I , à l'étape k , c'est-à-dire le taux de reconstitution de la structure $\Omega = A + I$, est :

$$t(k) = \frac{q\pi_2 a [1 - (1 - \lambda)^k]}{\lambda [1 - q(1 - \lambda)^k]}$$

Par passage à la limite, pour $k \rightarrow +\infty$, l'échantillon réellement observé comporte une proportion globale t d'interviews provenant de I donnée par :

$$t = \frac{(1 - p)\pi_2 a}{\pi_2 a + \pi_1 p}$$

Enfin, pour juger plus efficacement de la qualité de la reconstitution de la partition $A + I$, on peut ne pas tenir compte des interviews obtenues à partir de l'échantillon E , et ne s'intéresser qu'à celles obtenues grâce aux déclinaisons d'ordre supérieur ou égal à 1. Le taux de reconstitution décliné t^* ainsi obtenu est identique à celui que l'on aurait eu si, ayant tiré E , on avait modifié aléatoirement les deux derniers chiffres des numéros de E avant tout appel téléphonique.

On a :

$$t^* = \frac{\pi_2 a}{\pi_2 a + \pi_1 p}$$

et l'on remarque que si $a = p$, correspondant au cas où la probabilité d'obtenir une interview ne dépend pas de l'inscription en liste rouge, alors $t^* = \pi_2 / (\pi_1 + \pi_2) = \pi$.

II. APPLICATION À L'ENQUÊTE « 75000 RADIO - TV » DE MÉDIAMÉTRIE

L'enquête appelée « 75 000 Radio - TV » de Médiamétrie est une enquête réalisée par téléphone auprès de 75 000 personnes par an, à raison de 250 appels par jour pendant dix mois ; l'enquête est interrompue en juillet et août.

La « 75 000 Radio - TV » a notamment pour vocation de mesurer l'audience des stations de radio et de suivre l'évolution de l'équipement audiovisuel et les conditions de réception des chaînes de télévision.

Depuis le mois de mars 1990 est posée la question :

« actuellement, le numéro auquel nous vous avons appelé est-il dans l'annuaire téléphonique ? »

Nous ferons l'hypothèse que les réponses négatives à cette question sont, en grande majorité, le fait de ménages inscrits sur la liste rouge ; le solde est dû aux numéros de téléphone ayant été modifiés depuis le tirage de l'échantillon.

Les résultats qui suivent proviennent de données recueillies au cours du second trimestre de l'année 1990.

1. Reconstitution des numéros en liste rouge

Au cours de la première partie de l'article ont été introduits les paramètres :

- p : probabilité qu'un numéro pris dans l'annuaire conduise à une interview
- a : probabilité qu'un numéro en liste rouge conduise à une interview
- π_1 : probabilité qu'un numéro décliné soit dans l'annuaire
- π_2 : probabilité qu'un numéro décliné soit en liste rouge
- π_3 : probabilité qu'un numéro décliné ne soit pas attribué
- $\pi = \pi_2/(\pi_1 + \pi_2)$, probabilité qu'un numéro décliné et attribué soit en liste rouge
- t : proportion d'interviews provenant d'individus en liste rouge calculée sur l'ensemble des interviews
- t^* : proportion d'interviews provenant d'individus en liste rouge calculée sur les interviews déclinées.

Le nombre total d'interviews effectivement réalisées au cours du deuxième trimestre 1990, précisément entre le lundi 2 avril et le dimanche 1er juillet, est de 22 676.

Parmi ces 22 676 interviews, 7 180 proviennent de l'échantillon initial E et 15 496 ont été obtenues à partir de numéros déclinés. La contribution de l'échantillon initial à l'ensemble des interviews est donc de $7\,180/22\,676 = 31,7\%$, ce qui est une estimation \hat{p} du paramètre p .

De plus, 2 202 interviews proviennent de numéros inscrits en liste rouge (nombre de réponses « oui » à la question *ad-hoc*). Le tableau I ci-après résume les origines des interviews.

TABLEAU I
Répartition des interviews

Nombre d'interviews :	22 676
dont	
- proviennent de E :	7 180
- sont déclinés :	15 496
- sont en liste rouge :	2 202

Nous prendrons comme valeur de référence pour π le taux fourni par France - Télécom au 31 décembre 1989, date très proche de celle de démarrage de l'enquête : $\pi = 0,135$.

Le paramètre t est estimé par le rapport du nombre d'interviews provenant de ménages inscrits en liste rouge au nombre total d'interviews, soit $t = 0,097$. De même, l'estimation de t^* est égale à 0,142. Les taux t et t^* sont à comparer avec $\pi = 0,135$. Pour t^* , la différence est significative au niveau 5%, la valeur du test de Student étant de 2,5. Elle est néanmoins explicable par l'écart entre les périodes d'estimation : 31 décembre 1989 pour π , avril-juin 1990 pour t^* . Le résultat est d'une qualité remarquable pour la procédure utilisée.

TABLEAU II
Structure de l'échantillon

Base	Annuaire (A)	Liste rouge (I)
Population théorique	0,865	0,135
Echantillon initial E	1	0
Echantillon des répondants	0,903	0,097

Pour estimer a , on part de :

$$\pi = \frac{\pi_2}{\pi_1 + \pi_2}$$

qui conduit à $\pi_2 = \frac{\pi \pi_1}{1 - \pi}$; en reportant cette valeur dans l'expression de t^* :

$$t^* = \frac{\pi_2}{\pi_2 + \pi_1 \frac{p}{a}}$$

on obtient :

$$\frac{p}{a} = \frac{\pi(1 - t^*)}{t^*(1 - \pi)}$$

En remplaçant π , t^* et p par leurs estimations respectives, on peut estimer a par 0,336. La probabilité d'obtenir une interview de la part d'un individu appartenant à un ménage inscrit en liste rouge est légèrement supérieure à celle que l'on observe sur la sous-population A des individus accessibles par l'annuaire.

Concluons cette partie en examinant la qualité de la reconstitution au niveau régional telle qu'elle est donnée au tableau III suivant qui détaille les valeurs de π (au 31 décembre 1989), de t et t^* . A ce niveau également, la procédure fonctionne de façon très satisfaisante.

2. Résultats d'audience

Compte tenu de l'objectif de l'enquête 75 000 Radio - TV, il est intéressant de comparer l'audience des individus appartenant à des ménages en liste rouge à celle des individus joignables *via* l'annuaire. Nous nous limitons, à

TABLEAU III

Présence des numéros en liste rouge par région

Région	π (théorique)	t	t^*
Région Parisienne (dont Paris)	20.0 (20.4)	14.6 (14.7)	20.4 (20.4)
Nord	10.2	7.2	12.7
Est	11.8	8.4	14.1
Bassin Parisien Est	12.0	8.0	12.0
Bassin Parisien Ouest	11.2	8.6	12.8
Ouest	7.3	5.8	8.8
Sud-Ouest	9.6	6.4	9.9
Sud-Est	14.1	9.2	13.7
Méditerranée	16.5	11.7	16.6

titre d'illustration, à l'audience de la radio calculée sur le jour moyen lundi – vendredi sur la période 5 h – 24 h ; les indicateurs d'audience retenus sont l'audience cumulée et la durée d'écoute.

a – Audience cumulée

L'audience cumulée du média radio, d'une station (ou d'un réseau de stations) est la proportion d'individus ayant été en contact avec la radio, la station (ou le réseau de stations) quelle que soit la durée de l'écoute.

Le tableau IV donne l'audience cumulée pour la radio en général, l'ensemble Radio France (France Inter, France Info, ...), les radios périphériques (Europe 1, RTL, RMC, Sud), et les radios locales privées (NRJ, Nostalgie, Skyrock, etc...).

Le constat essentiel consiste en l'attirance vers les Radios Locales Privées, pour lesquelles l'audience cumulée des répondants inscrits en liste rouge dépasse de 9,5 points celle des répondants appartenant à des ménages non inscrits en liste rouge.

b – Durée d'écoute

Les deux indicateurs classiques de durée d'écoute sont la durée d'écoute par individu (DEI) et la durée d'écoute par auditeur (DEA).

TABLEAU IV
Audience cumulée

	Ensemble	A (annuaire)	I (liste rouge)
Radio	73.3	73.0	76.2
Radio France	19.3	19.6	16.8
Radios périphériques	33.0	33.3	29.7
Radios locales privées	31.1	30.3	39.8

Soit, pour une station s , un quart d'heure q et un individu i , la variable y_{isq} définie par :

$$\begin{cases} y_{isq} = 0 & \text{si } i \text{ n'a pas écouté } s \text{ durant } q \\ y_{isq} = 1/k & \text{si } i \text{ a écouté } k \text{ stations dont } s, \text{ durant } q \end{cases}$$

La valeur $1/k$ signifie que l'on répartit uniformément le quart d'heure d'audience sur l'ensemble des stations écoutées.

La durée d'écoute de s , exprimée en quarts d'heure, est donnée par :

$$d(s) = \sum_i \sum_q y_{isq}$$

Si n désigne le nombre d'individus de l'échantillon et $n(s)$ le nombre de ceux ayant été en contact avec s quelle que soit la durée :

$$DEI(s) = \frac{d(s)}{n}$$

$$DEA(s) = \frac{d(s)}{n(s)}$$

On note que le rapport $DEI(s)/DEA(s)$ est égal à $n(s)/n$, c'est-à-dire à l'audience cumulée de la station s .

Les tableaux V et VI donnent respectivement la DEI et la DEA exprimées en minutes.

La durée d'écoute, qu'elle soit par individu ou par auditeur, est bien plus élevée chez les personnes appartenant à des ménages inscrits en liste rouge, à l'avantage principal des radios locales privées et l'ensemble Radio France pour la DEA . L'analyse conjointe de la DEA , de l'audience cumulée et de la DEI de Radio France montre que les personnes en liste rouge sont plutôt plus fidèles.

TABLEAU V

Durée d'écoute par individu

	Ensemble	A (annuaire)	I (liste rouge)
Radio	131	129	145
Radio France	23	23	23
Radios périphériques	49	50	40
Radios locales privées	51	48	70

(en minutes)

TABLEAU VI

Durée d'écoute par auditeur

	Ensemble	A (annuaire)	I (liste rouge)
Radio	179	176	190
Radio France	116	114	134
Radios périphériques	150	151	133
Radios locales privées	163	160	177

(en minutes)

3. Informations socio-démographiques sur les ménages inscrits sur la liste rouge

Il est tentant, au vu de la qualité de reconstitution de la population des ménages inscrits en liste rouge et de leur comportement d'audience, d'analyser ces ménages selon quelques variables socio-démographiques recueillies dans l'enquête, afin de déterminer si ce comportement n'est pas la résultante d'un effet de structure.

Les variables d'intérêt sont l'habitat, la profession, l'âge et le niveau d'instruction du chef de ménage, et certaines données d'équipement. Nous avons parfois calculé le taux d'inscription en liste rouge.

La variable Habitat montre un net effet lié à la taille de l'agglomération (tableau VII). Plus d'un tiers des ménages (34,7%) inscrits en liste rouge résident dans une agglomération de plus de 100 000 habitants. Un ménage sur cinq résidant à Paris, (20,4%), utilise le service liste rouge. La croissance du

TABLEAU VII

Habitat

Habitat	<i>I</i> (Liste rouge)	<i>A</i> (Annuaire)	Taux d'inscription en Liste rouge
Communes rurales	12.9	26.1	8.3
Moins de 20 000	10.8	15.5	10.7
20 000 – 100 000	15.0	13.5	15.3
Plus de 100 000	34.7	28.7	16.9
Plus de 200 000	26.9	21.0	17.7
Paris	26.5	16.3	20.4

taux d'inscription en liste rouge avec l'urbanisation et la densité de l'environnement laisse apparaître de façon très (trop) schématique et manichéenne le facteur de sécurité et de liaison que représente le téléphone en milieu rural, opposé à un facteur exprimant un risque d'intrusion dans la vie privée en milieu urbain, susceptible d'entraîner des dérangements excessifs.

L'analyse par âge du chef de ménage (tableau VIII) révèle une sensible déformation vers les classes jeunes des chefs de ménages inscrits en liste rouge : 70% des chefs de ménages utilisateurs de la liste rouge ont moins de cinquante ans, la même classe d'âge ayant un poids de 50% dans la sous-population *A*.

TABLEAU VIII

Age du chef de ménage

Age du chef de ménage	<i>I</i> (Liste rouge)	<i>A</i> (Annuaire)
15 – 24	10.1	5.1
25 – 34	27.5	18.8
35 – 49	33.0	26.5
50 – 64	17.9	24.1
65 ans et plus	11.6	25.4

Contrairement à une idée souvent colportée, l'inscription en liste rouge n'est pas l'apanage des diplômés de l'enseignement supérieur (tableau IX). L'opposition a lieu entre les chefs de ménages de niveau d'instruction primaire aux autres. Le taux d'inscription en liste rouge est sensiblement du même ordre selon que le diplôme le plus élevé acquis par le chef de ménage relève de l'enseignement secondaire, supérieur, technique ou professionnel.

TABLEAU IX

Niveau d'instruction du chef de ménage

Niveau d'instruction	<i>I</i> (Liste rouge)	<i>A</i> (Annuaire)	Taux d'inscription en Liste rouge
Primaire	21.2	35.4	8.8
Secondaire	27.9	23.4	16.3
Technique ou professionnel	22.5	20.5	15.3
Supérieur	26.8	19.3	17.3

La liaison potentielle existant entre niveau d'instruction et profession fournit des résultats de l'analyse par PCS proche de la précédente (tableau X). Si les agriculteurs et les inactifs ont une faible propension à demander leur inscription sur la liste rouge, les autres professions du chef de ménage ne sont pas discriminantes. Les trois professions les plus consommatrices de ce service sont les employés, les professions intermédiaires, les cadres supérieurs et les professions libérales.

TABLEAU X

Profession du chef de ménage

Profession	<i>I</i> (Liste rouge)	<i>A</i> (Annuaire)	Taux d'inscription en Liste rouge
Agriculteur	1.2	4.0	4.5
Petit patron	6.6	5.5	16.0
Affaires, cadres, prof. libérales	10.7	7.5	18.1
Prof. intermédiaires	16.5	12.4	17.7
Employés	15.5	10.3	18.7
Ouvriers qualifiés	19.3	18.6	14.0
Ouvriers non qualifiés	4.9	3.3	16.5
Inactifs	25.2	38.5	9.3

Il est donc possible de dégager un profil « moyen » du chef de ménage utilisateur de la liste rouge : un urbain plutôt jeune et actif. Le tableau XI ci-après conforte ce résultat. On constate que les ménages sans enfant ne se comportent pas de la même façon que les ménages avec enfant de moins de quinze ans. La présence d'enfants jeunes révèle un taux d'inscription en liste rouge élevé (16,6%).

TABLEAU XI
Présence d'enfants

Présence d'enfants	<i>I</i> (Liste rouge)	<i>A</i> (Annuaire)	Taux d'inscription en Liste rouge
Pas d'enfants	66.0	71.3	13.0
Enfants de moins de 15 ans	34.0	28.7	16.6

Tout ce qui précède montre que les différences d'audiences mesurées dans les sous-populations *I* et *A* relèvent d'effets de structure et sont expliquées pour l'essentiel par l'âge et la taille de l'agglomération de résidence.

Concluons sur une analyse de l'équipement des ménages de *I* et *A*. Le tableau XII donne (en %) le taux d'équipement des ménages en dix postes, dont sept sont liés au domaine audiovisuel.

Les différences significatives concernent, à un niveau général, la possession d'une automobile, plus élevée dans *A*, ainsi que la propriété du logement principal; faut-il y voir une conséquence d'une sous-population *I* plus urbaine? Ce n'est qu'une hypothèse parmi d'autres. Pour les variables plus liées aux médias, on observe que, si les ménages inscrits en liste rouge sont plutôt moins équipés en télévision, qu'il s'agisse de mono-équipement ou de multi-équipement, ils ont tendance à être plus consommateurs du « haut de gamme » : possession de la télécommande TV, abonnement à Canal +, logement câblé, abonnement aux télévisions par câble.

TABLEAU XII

Équipement

Équipement	I (Liste rouge)	A (Annuaire)
Automobile	74.6	79.6
Résidence secondaire	10.4	11.0
Propriétaire du logement principal	42.1	58.2
Radio	98.6	97.7
Télévision	90.1	93.8
Multiéquipement TV	24.4	27.3
Télécommande sur poste principal TV	65.4	61.6
Abonnement Canal +	17.4	14.4
Logement câblé	5.8	3.4
Abonnement Câble	3.3	1.9

BIBLIOGRAPHIE

- DEROO Michel, DUSSAIX Anne-Marie, *Pratique et analyse des enquêtes par sondage*, Presses Universitaires de France, Paris, 1980.
- DESABIE Jacques, *Théorie et pratique des sondages*, Dunod, Paris, 1966.
- DROESBEKE Jean-Jacques, FICHET Bernard, TASSI Philippe, *Les Sondages*, Economica, Paris, 1987.
- GROSBRAS Jean-Marie, *Méthodes statistiques des sondages*, Economica, Paris, 1987.
- GROVES Robert M., BIEMER Paul P. et alii, *Telephone Survey Methodology*, Wiley, 1988.
- GROVES Robert M., *Survey Errors and Survey Costs*, Wiley, 1989.