

5. CINQUIEME PARTIE : QUELQUES RESULTATS

Auteur : Cécile Brousse

5.1 Les estimations journalières et hebdomadaires du nombre de prestations et d'usagers

L'ensemble des résultats qui suivent ont été calculés avant l'intégration des effets week-end sur les pondérations mais apportent un premier éclairage sur les données collectées

5.1.1 *Le nombre de prestations servies par le réseau d'aide un jour de semaine*

D'après l'enquête téléphonique, en janvier 2001, dans les agglomérations de plus de 20 000 habitants, on comptait 2 000 structures gérées soit par des associations caritatives soit par des collectivités locales. 9 sur 10 proposaient un service d'hébergement et une sur deux distribuait des repas gratuitement ou en échange d'une faible participation.

Le nombre de prestations servies un jour moyen se calcule au moyen de la pondération des prestations, qui dépend des probabilités d'inclusion des agglomérations et des services dans l'échantillon, des nuitées (ou des repas) dénombré(e) s par l'enquêteur échantillonneur et du nombre de personnes sélectionnées le jour de la visite.

5.1.1.1 L'hébergement

En moyenne, une nuit de la période d'enquête, 45 319 lits ont été occupés dans les agglomérations de plus de 20 000 habitants. Au sein d'une structure d'accueil, on peut distinguer différents types de services, selon la nature de la prise en charge. Chaque structure peut proposer une ou deux grandes catégories d'hébergement : d'un côté l'hébergement regroupé, assuré dans la structure elle-même, de l'autre l'hébergement dispersé ou éclaté. L'hébergement regroupé⁵³ peut se décomposer selon la durée du séjour et les critères d'admission. On distingue alors l'hébergement de courte durée (moins de deux semaines) sans procédure d'admission (21 % des lits occupés) par opposition à l'hébergement de longue durée avec procédure d'admission (42 %). On retrouve ici la distinction courante entre les dispositifs « d'urgence » et les dispositifs « d'insertion »⁵⁴ L'hébergement dispersé s'effectue principalement en logement (29 %) ; néanmoins des places sont proposées en chambres d'hôtel ou en foyer-logement, au titre de l'urgence (8 %).

5.1.1.2 La distribution de repas chauds

En moyenne, dans les agglomérations de plus de 20 000 habitants, chaque jour, 10 333 repas du midi et 8 953 repas du soir⁵⁵ ont été servis dans les distributions de repas chauds (tableau 2).

⁵³ L'hébergement regroupé peut s'effectuer, selon les cas, en dortoir, box, chambre individuelle ou collective, ou en studio.

⁵⁴ Certaines structures ne se réfèrent pas à cette distinction entre l'urgence et l'insertion, c'est en particulier souvent le cas des centres maternels. Les structures qui n'ont pas déclaré de places d'hébergement de courte durée ont été classées en hébergement de longue durée avec procédure d'admission.

⁵⁵ Il s'agit de la consommation un jour moyen de la semaine hors samedi et dimanche. Les repas servis dans les centres d'hébergements ne sont pas inclus sauf si le centre a déclaré à l'enquête téléphonique accueillir des personnes autres que les hébergées.

Nombre de prestations consommées un jour moyen (estimation à partir de la pondération prestation) (janvier-février 2001)

	Nombre moyen de prestations consommées un jour de semaine (hors week-end)	Dont nombre de prestations consommées par des francophones uniquement
Nuités d'hébergement	45 319	42 464
Repas du midi (*)	10 333	8 148
Repas du soir(*)	8 953	6 437
Total	64 605	57 049

(*) Il s'agit principalement des repas servis dans les distributions de repas fixes et itinérantes mais également des repas servis dans les centres d'hébergement qui accueillent une population plus large que celle des résidents (ie services codés I et M pour le midi et codés J et S pour le soir). Les cantines des centres d'hébergement ont été considérées comme des services à part entière dès lors qu'elles avaient déclaré à l'enquête téléphonique servir des repas à des personnes extérieures au centre voir partie II et IV.

5.1.2 Les usagers des services d'hébergement et des distributions de repas

5.1.2.1 Les usagers jour et les usagers semaine

Selon la période de référence considérée, la méthode du partage des poids peut conduire à l'estimation du nombre d'usagers un jour moyen ou une semaine moyenne de la période de collecte. Selon le cas, on parlera « d'usager jour » ou « d'usager semaine ».

Dans les agglomérations de plus de 20 000 habitants, les 64 607 prestations servies un jour moyen ont bénéficié à 54 483 adultes différents. En d'autres termes en moyenne chaque jour 54 483 adultes ont bénéficié d'une aide en matière d'hébergement ou de repas chauds. Le nombre d'usagers jour est inférieur au nombre de prestations offertes car certains utilisateurs ont recours à plusieurs services d'aide dans la même journée. Si la moitié (47,7 %) des usagers jour a bénéficié en moyenne d'une aide par jour au cours des 7 jours précédant l'enquête (tableau), 1 sur 4 a bénéficié d'une aide à la fois pour l'hébergement et pour les (deux) repas (tableau), enfin 10,4 % n'ont perçu aucune aide. La modalité « aucune aide » est une conséquence de la définition adoptée puisque les sans-domicile sont contactés le jour de l'enquête (jour J) alors que le recours aux aides est mesuré sur les 7 jours précédents (soit de J-1 à J-7). Il est donc possible qu'une personne ayant fréquenté un service le jour J (celui où il a été enquêté) n'ait eu recours à aucune aide la semaine qui précède.

Répartition des usagers de janvier 2001, selon le nombre d'aides utilisées un jour moyen de la semaine précédent l'enquête et la période de référence pour l'usage des services (y compris tous les repas pris dans les centres)

A reçu ... ⁵⁶ (en %)	Usagers pondération prestation	Usagers jour	Usagers semaine
Trois aides	29,7	25,2	19,8
Deux aides	19,0	16,7	14,3
Une aide	41,6	47,7	41,2
Aucune aide	9,8	10,4	24,7
Total des usagers	100,0	100,0	100,0

Lecture : 47,7 % des usagers jour utilisent en moyenne une aide par jour au cours de la semaine précédant l'enquête.

Champ : population de 18 ans ou plus, agglomérations de plus de 20 000 habitants, France métropolitaine.

Source : INSEE, enquête auprès des personnes fréquentant les services d'hébergement et les distributions de repas chauds, janvier 2001.

Les entretiens ayant été réalisés en français uniquement, les locuteurs non-francophones n'ont pas pu être enquêtés de manière détaillée. Ils ont néanmoins été dénombrés et à ce titre figurent dans les estimations du nombre d'usagers des services d'aide et du nombre de sans-domicile⁵⁷. Les non-francophones représentent

12,8 % de l'ensemble des usagers de la semaine (10,6% des usagers au sens du jour). Ils ont fait l'objet d'une étude complémentaire en février 2002 (voir la partie 5.3.2.3 : l'enquête de l'INED auprès des non-francophones).

Nombre d'usagers un jour moyen (estimation à partir de la pondération usagers jour) et une semaine moyenne (estimation à partir de la pondération usagers semaine (janvier-février 2001))

	Usager un jour moyen	Usager une semaine moyenne (hors week-end)
dont francophones	54 483 48 732	70 814 61 768

Source : enquête auprès des usagers des services d'hébergement ou de distribution de repas chauds, Insee, 2001.

Si l'on considère, non plus un jour moyen, mais une semaine moyenne du mois de janvier 2001, **70 814** personnes différentes, âgées de 18 ans ou plus, ont eu recours, au moins une fois, à un service d'aide **dans les agglomérations de plus de 20 000 habitants**. Plus élevé que le précédent, ce résultat s'explique par le fait qu'une partie des utilisateurs ne fréquente les services que quelques jours par semaine seulement. D'un jour à l'autre, la population des usagers change sensiblement. En effet, parmi les usagers de la semaine, 6 sur 10 font appel à un service tous les jours, 2 sur 10 y recourent au plus 2 jours par semaine (tableau).

Répartition des usagers, selon l'intensité du recours aux aides et la période de référence pour l'usage des services

Nombre de jours au cours de la semaine précédant l'enquête où l'usager a recouru à une ou plusieurs aides (en %)	Usagers non pondérés	Usagers jour	Usagers semaine
Sept jours	77,7	76,1	59,2
Six jours	5,4	5,8	5,3
Cinq jours	5,9	6,3	6,6
Quatre jours	3,2	3,4	4,2
Trois jours	2,7	3,1	5,8
Deux jours	1,9	1,8	4,0
Un jour	1,6	2,0	5,8
Aucun jour	1,6	1,7	9,0

Source : enquête auprès des usagers des services d'hébergement ou de distribution de repas chauds, Insee, 2001.

Lecture : 59,2 % des usagers une semaine moyenne ont fréquenté le dispositif d'aide les jours de la semaine.

Champ : population de 18 ans ou plus, agglomérations de plus de 20 000 habitants, France métropolitaine.

⁵⁷ Sous la double hypothèse selon laquelle leurs profils de fréquentation du dispositif d'aide et leur situation vis-à-vis du logement sont similaires à ceux des locuteurs francophones.

Répartition des usagers non pondérés, selon le mode d'utilisation des services d'hébergement et des distributions de repas chauds les jours de la semaine précédent l'enquête (y compris tous les repas pris dans les centres)

A reçu une aide pour	La veille	j-2	j-3	j-4	j-5	j-6	j-7	moyenne
L'hébergement uniquement	33,9	33,5	34,0	33,8	32,9	32,4	31,8	33,2
Les repas de midi et du soir et l'hébergement	29,6	28,7	29,2	29,7	29,4	30,0	31,1	29,7
Le repas du soir et l'hébergement	14,0	13,2	11,5	10,8	11,8	11,5	11,3	12,0
Le repas de midi uniquement	4,4	3,9	4,1	4,0	4,0	5,0	5,8	4,5
Le repas du soir uniquement	4,1	3,8	3,9	3,6	4,0	4,1	4,0	4,0
Le repas de midi et l'hébergement	3,4	2,8	2,7	2,9	2,5	2,8	3,0	2,8
Les repas de midi et du soir	3,9	3,7	4,1	4,0	4,0	4,3	5,1	4,2
Aucune aide	6,7	10,6	10,5	11,2	11,4	10,0	8,0	9,8
Total des usagers : 4 084	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : enquête auprès des usagers des services d'hébergement ou de distribution de repas chauds, Insee, 2001.

Lecture : une estimation avec la pondération prestations montre que, parmi les 4084 personnes interrogées, le jour précédant l'enquête, 33,9 5% ont utilisé uniquement un service d'hébergement.

Champ : population de 18 ans ou plus, agglomérations de plus de 20 000 habitants.

Répartition des usagers jour selon le mode d'utilisation des services d'hébergement et des distributions de repas chauds les jours de la semaine précédent l'enquête (y compris tous les repas pris dans les centres)

A reçu une aide pour	La veille	j-2	j-3	j-4	j-5	j-6	j-7	moyenne
L'hébergement uniquement	39,6	38,5	39,2	38,8	38,0	37,6	37,2	38,4
Les repas de midi et du soir et l'hébergement	24,4	24,3	24,5	25,6	25,5	25,6	26,3	25,2
Le repas du soir et l'hébergement	13,1	12,0	10,8	10,0	10,9	11,1	11,0	11,3
Le repas de midi uniquement	5,0	4,4	4,6	4,3	4,3	5,4	6,5	4,9
Le repas du soir uniquement	4,7	4,1	4,4	4,0	4,2	4,5	4,5	4,3
Le repas de midi et l'hébergement	3,0	2,6	2,4	2,5	2,2	2,4	2,6	2,5
Les repas de midi et du soir	2,4	2,5	2,7	2,9	3,1	3,1	3,8	2,9
Aucune aide	7,8	11,7	11,4	11,9	11,9	10,4	8,1	10,4
Total des usagers : 54 483	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : enquête auprès des usagers des services d'hébergement ou de distribution de repas chauds, Insee, 2001.

Lecture : parmi les 54 483 usagers jour, 39,62% le jour précédant l'enquête, ont utilisé un service d'hébergement uniquement.

Champ : population de 18 ans ou plus, agglomérations de plus de 20 000 habitants.

Répartition des usagers semaine de janvier 2001, selon le mode d'utilisation des services d'hébergement et de distribution de repas chauds les jours de la semaine précédant l'enquête (y compris tous les repas pris dans les centres)

A reçu une aide pour	La veille	j-2	j-3	j-4	j-5	j-6	j-7	moyenne
L'hébergement uniquement	31,4	30,5	30,7	30,7	30,0	29,7	29,7	30,4
Les repas de midi et du soir et l'hébergement	20,4	19,2	19,4	19,8	19,6	19,7	20,8	19,8
Le repas du soir et l'hébergement	11,5	10,2	8,8	8,0	8,6	8,8	8,8	9,2
Le repas de midi uniquement	5,9	4,9	5,5	4,8	5,0	7,0	8,9	6,0
Le repas du soir uniquement	5,1	4,1	4,5	4,2	5,0	4,9	5,4	4,8
Le repas de midi et l'hébergement	3,0	2,0	2,1	2,1	1,8	2,0	2,2	2,2
Les repas de midi et du soir	2,5	2,5	2,8	2,8	3,0	3,1	3,8	2,9
Aucune aide	20,2	26,5	26,2	27,6	27,0	24,8	20,5	24,7
Total des usagers : 70 814	100,0	100	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : enquête auprès des usagers des services d'hébergement ou de distribution de repas chauds, Insee, 2001.

Lecture : parmi les 70 814 usagers semaine 31,4 % ont utilisé la veille de l'enquête un service d'hébergement uniquement.

Champ : population de 18 ans ou plus, agglomérations de plus de 20 000 habitants.

Comparaison avec l'enquête téléphonique

Pour un quart des prévisites, on a constaté des écarts importants entre les informations données à l'enquête téléphonique et celles obtenues au cours des prévisites. Ces problèmes se sont surtout rencontrés dans les hébergements dispersés et en restauration. En hébergement dispersé, les échantillonneurs évoquent le changement entre les deux dates ou la mauvaise compréhension des questions de l'enquête téléphonique, tandis qu'en restauration, ces écarts seraient principalement dus au fait que les questions de l'enquête téléphonique n'avaient pas été comprises. On note qu'en hébergement regroupé hors urgence, des écarts sont également survenus du fait que des personnes différentes ont répondu à l'enquête téléphonique ou que les questions de l'enquête téléphonique n'avaient pas toujours été comprises. En hébergement regroupé en urgence, la situation a souvent changé entre les deux dates ou deux personnes différentes ont répondu à l'enquête téléphonique.

Les écarts entre les informations données à l'enquête téléphonique et celles obtenues au cours de la prévisite :

Ces écarts sont principalement dus à :	Hébergement dispersé	Hébergement regroupé hors urgence	Hébergement regroupé en urgence	Restauration	Total
La situation a changé entre les deux dates	23,1 %	9,1 %	50,0 %	15,0 %	18,6 %
Deux personnes différentes ont répondu à l'enquête téléphonique	12,8 %	18,2 %	25,0 %	5,0 %	12,8 %
Les questions de l'enquête téléphonique n'avaient pas été comprises	25,6 %	36,4 %	25,0 %	35,0 %	31,4 %
La structure avait sa propre conception du champ de l'enquête	7,7 %	9,1 %	0,0 %	15,0 %	9,3 %
Autre raison	28,2 %	22,7 %	0,0 %	30,0 %	25,6 %
NSP	2,6 %	4,5 %	0,0 %	0,0 %	2,3 %

Source : enquête auprès des enquêteurs échantillonneurs (février - mars 2001)

5.1.2.2 Le bouclage usagers-prestations

Le nombre d'aides (prestations) distribuées un jour moyen de la période de collecte (donc hors les samedi et dimanche) a été estimé au moyen des pondérations des prestations. Parallèlement, on peut calculer les aides reçues par les usagers (jour ou semaine) puisque les semainiers donnent pour chaque usager et pour chaque jour

de la semaine les repas pris dans les distributions et les nuits passées dans les services d'hébergement. Ainsi, parmi les usagers jour, en moyenne 45 324 ont fréquenté un service d'hébergement un jour ouvrable de la semaine précédant l'enquête. Cet effectif est très proche du nombre de nuitées estimé au moyen de la pondération prestation.

Nombre de prestations consommées un jour moyen par les usagers (estimation à partir de la pondération usagers jour et le semainier pour la consommation des prestations) (janvier-février 2001)

	Nombre moyen de prestations un jour de semaine consommées par les usagers jour (hors week-end)(*)	<i>Dont nombre moyen de prestations un jour de semaine consommées par les usagers jour francophones (hors week-end)</i>	Nombre moyen de prestations consommées un jour de semaine par les usagers semaine (hors week-end)	<i>Dont nombre moyen de prestations consommées un jour de semaine par les usagers semaine francophones (hors week-end)</i>
Nuitées d'hébergement	43 159	39 909	45 324	41 773
Repas du midi (**)	21 074	18 495	25 224	21 838
Dont repas servis à midi dans les distributions (hors centres d'hébergement)	9 190	7 524	12 886	10 456
Repas du soir (**)	25 015	21 819	28 268	24 352
Dont repas servis le soir dans les distributions (hors centres d'hébergement)	6 418	4 807	8 690	6 467
Total	89 248	80 223	98 816	87 963

(*) avec l'hypothèse forte selon laquelle les usagers non-francophones auraient le même profil de fréquentations des services d'aide que les usagers francophones.

(**) repas servis dans des centres d'hébergement.

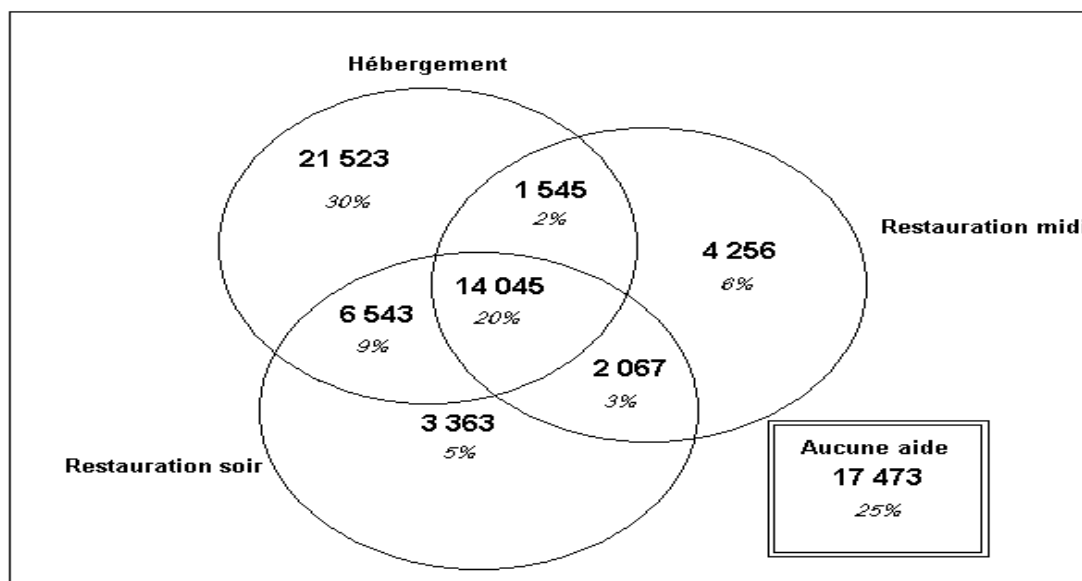
Concernant les repas, la comparaison est plus délicate. La moitié des repas de midi sont servis en centre à des hébergés, l'autre moitié l'étant par les restaurants sociaux ou des camionnettes dans la rue⁵⁸. Pour le soir, la part des repas servis en centre atteint 70 %⁵⁹.

Malheureusement, pour les repas, la qualité du bouclage est plus difficile à établir que pour l'hébergement, car l'enquête téléphonique ne permet pas d'estimer précisément le nombre de repas servis à midi et le soir par les structures qui proposent également un service d'hébergement. Pour éviter les redites dans le questionnaire téléphonique, les responsables de structure ne devaient décrire le service de restauration fixe que dans le cas où des personnes non hébergées le fréquentaient. Ainsi, quand le responsable indiquait que le service d'hébergement était uniquement fréquenté par les personnes hébergées (réponse « oui » à la question « Ce service de restauration est-il uniquement fréquenté par les personnes hébergées ? »), on ne lui demandait ni la période d'ouverture dans l'année, ni les jours d'ouverture, ni le nombre de repas servis. L'hypothèse sous-jacente était que le service de restauration fonctionnait avec les mêmes règles que le service d'hébergement puisqu'il accueillait le même public. On ne demandait pas non plus au responsable de la structure si le service de restauration était ouvert à midi, ou le soir ou bien les deux, En s'appuyant uniquement sur l'enquête téléphonique, il est donc impossible de savoir combien de repas sont servis à midi et le soir par les structures d'hébergement.

⁵⁸ Ces évaluations comprennent également les repas servis par les centres à des personnes non hébergées mais n'incluent pas les repas servis par les maraudes.

⁵⁹ Ce pourcentage est calculé sur les seules agglomérations de plus de 20 000 habitants.

Répartition des usagers semaine selon le mode d'utilisation des services d'aide (y compris tous les repas pris dans les centres)



5.1.2.3 Estimation de la population sans-domicile un jour donné parmi les usagers de services d'aide

Parmi les usagers des services d'aide qui ne sont pas sans-domicile au sens de l'enquête (c'est-à-dire la veille) 17 % ont été au moins une fois sans-domicile dans la semaine, ce sont principalement les usagers hébergés la veille par des particuliers ou des membres de la famille, dont 22 % ont dormi dans la rue ou dans un centre au moins une fois dans la semaine. Ce constat explique que la définition choisie dans la présente étude (situation la veille) conduise à une estimation du nombre de sans-domicile plus basse de l'ordre de 5 % à celle que l'on aurait obtenu à partir d'une définition plus large (occurrence de la situation de sans-domicile au mois une fois dans la semaine).

Si les trois quarts des usagers des services d'aide au cours d'une semaine donnée étaient sans-domicile la veille du jour où ils ont été enquêtés, un quart disposait d'un logement, la moitié à titre personnel, comme locataire ou sous-locataire, l'autre moitié étant logée de façon précaire, chez des particuliers, à l'hôtel ou sans titre d'occupation. Ceci s'explique de deux façons : marginalement par le fait que les usagers d'un service d'hébergement un jour donné peuvent avoir connu, le jour précédent, un autre mode d'hébergement. Ainsi 5 % des utilisateurs de services d'hébergement n'étaient pas sans-domicile la veille. Il s'agit pour moitié de nouveaux entrants dans le dispositif d'hébergement (auparavant ils étaient logés chez eux ou par des particuliers) et, pour moitié, de personnes hébergées en semaine dans un centre et le week-end par des membres de la famille ou des amis. Mais le fait que tous les usagers de services d'aide ne soient pas sans-domicile s'explique principalement par les caractéristiques des publics accueillis dans les distributions de repas chauds : 21,5 % des personnes qui fréquentent les distributions de repas chauds mais pas les services d'hébergement n'ont pas de domicile, les autres sont logées de manière précaire (37,6 %) ou sont locataires (37,8 %). D'autres résident dans des foyers-logements, sortent d'hôpital ou de prison (4,5 %). Parmi les 192 personnes enquêtées dans les distributions itinérantes (à midi ou le soir) 44 seulement habitaient la veille dans la rue ou dans un abri de fortune.

Répartition des usagers de la semaine francophones selon le lieu d'habitation la veille et le mode d'utilisation des services au cours des 7 jours précédant l'enquête

(en %)	Usagers			
	des services d'hébergement uniquement	des distributions de repas chauds uniquement	des services d'hébergement et des distributions de repas chauds	Ensemble
Sans-domicile	95,5	20,1	94,9	76,0
<i>Habitant dans la rue ou dans un abri de fortune</i>	1,4	18,5	5,0	6,39
<i>Hébergé en chambre ou dortoir dans une structure collective avec départ obligatoire le matin</i>	7,4	0,0	47,1	11,3
<i>Hébergé en chambre ou en dortoir dans une structure collective sans départ obligatoire le matin</i>	38,9	0,0	24,7	26,8
<i>Hébergé en chambre d'hôtel</i>	4,4	0,2	5,9	3,6
<i>Hébergé en logement aidé</i>	43,4	1,4	12,1	28,0
Occupant d'un logement particulier	2,5	37,6	3,2	11,6
<i>Occupant sans titre</i>	0,0	4,3	0,2	1,1
<i>Hébergé par des particuliers</i>	1,7	24,9	2,5	7,8
<i>Locataires d'une chambre d'hôtel</i>	0,8	8,4	0,5	2,7
Locataire ou sous-locataire d'un logement	1,5	37,8	1,9	10,9
Autres (hôpital, FJT, FTM, prison)	0,5	4,6	0,0	1,5
Effectifs (francophone)	36 849	15 891	9 030	61 768

Source : enquête auprès des usagers des services d'hébergement ou de distribution de repas chauds, Insee, 2001.

Lecture : 95,5 % des personnes qui une semaine donnée ne fréquentent que les services d'hébergement sont sans-domicile, 1,4 % habitent dans la rue ou dans un abri de fortune,

Champ : personnes francophones de 18 ans ou plus, agglomérations de plus de 20 000 habitants, France métropolitaine,

Répartition des 1054 usagers (non pondérés) interrogés dans les distributions de repas chauds selon leur situation la veille de l'enquête

Situation de l'enquêté la veille de l'enquête	Type de distributions de repas où l'enquêté a été échantillonné				
	Itinérante à midi	Itinérante le soir	Fixe à midi	Fixe le soir	Total
<i>Sans-domicile habitant dans la rue ou dans un abri de fortune</i>	2 10,0	42 24,4	55 9,1	27 10,6	126
<i>Sans-domicile hébergé</i>	3 15,0	30 17,4	271 44,7	156 60,9	460
<i>Occupant sans titre</i>	2 10,0	7 4,1	15 2,5	2 0,8	26
<i>Hébergé par des particuliers</i>	4 20,0	13 7,6	25 4,1	9 3,5	51
<i>Locataires d'une chambre d'hôtel</i>	0 0,0	43 25,0	68 11,2	23 9,0	134
<i>Locataire ou sous-locataire d'un logement</i>	5 25,0	32 18,6	155 25,6	35 13,7	227
<i>Autres (hôpital, FJT, FTM, prison)</i>	4 20,0	5 2,9	17 2,8	4 1,6	30
Ensemble	20	172	606	256	1054

Source : enquête auprès des usagers des services d'hébergement ou de distribution de repas chauds, Insee, 2001.

5.2 Comment estimer le nombre d'usagers des services d'hébergement sur l'année ? (Cette section a été rédigée par Laurent Davezies)

5.2.1 Une estimation sur des périodes de temps plus longues que la semaine : les difficultés

Lorsqu'on cherche à estimer un total mensuel ou annuel, l'approximation consistant à faire l'hypothèse que la fréquentation de l'utilisateur est la même d'une semaine sur l'autre est problématique. Il est difficile de supposer que les comportements sont invariants dans le temps car cela revient à mal prendre en compte les « entrants » et les « sortants », c'est-à-dire les personnes qui commencent à utiliser les services et celles qui arrêtent de les utiliser (cela peut arriver par exemple lorsque la personne perd ou retrouve un logement au cours du mois ou de l'année).

Reprenons le raisonnement dans le cadre de l'estimation du nombre d'usagers des services pendant une semaine. La semaine passée est considérée comme représentative de la semaine en cours, et donc des jours futurs. Cela conduit à deux types d'erreurs :

La première concerne les personnes que nous appelons les « entrants ». Il s'agit des personnes qui commencent à fréquenter les centres au cours de la semaine où ils sont interrogés. Dans les estimations on considèrerait que ces personnes ne fréquentaient pas les centres les derniers jours de la semaine. Imaginons le cas d'une personne qui fréquente pour la première fois une structure d'aide le lundi, qui est interrogée le mardi soir dans cette structure et dont on peut imaginer qu'elle fréquentera cette structure les jours suivants. Si on utilise la fréquentation des services la semaine précédant l'interrogation pour estimer la fréquentation des services pendant la fin de la semaine d'enquête, cette personne n'ayant pas fréquenté de service d'aide le mercredi, le jeudi et le vendredi précédant son interrogation, on considèrera qu'elle ne fréquentera pas de service d'aide le mercredi, le jeudi et le vendredi suivant son interrogation. Cela conduit donc à une sous-estimation du nombre de liens pendant la période d'estimation (ici, la semaine) et donc à sur-estimer le nombre de personnes sans-domicile.

Le second type d'erreur concerne les personnes que nous appelons les « sortants ». Il s'agit des personnes qui arrêtent de fréquenter les centres dans la semaine où elles sont interrogées. Imaginons le cas d'une personne qui fréquente des services d'aide depuis un mois, qui est interrogée un mardi et qui trouve un logement ou au contraire qui dort dans la rue les jours suivants. En se basant sur la fréquentation de la semaine précédant

l'interrogation, on considèrera que cette personne fréquentera les centres le mercredi, le jeudi et le vendredi suivant l'interrogation. Cela conduit cette fois à une surestimation du nombre de liens sur la période d'estimation et donc à sous-estimer le nombre de personnes sans-domicile.

Cela n'était pas trop gênant pour le calcul du nombre de personnes ayant utilisé au moins une fois un service dans la semaine, le nombre d'entrants et de sortants étant supposé faible sur cette période et les biais à la hausse et à la baisse peuvent se compenser. Le biais est plus important pour une période de temps plus longue. Le calcul pour le mois et a fortiori pour l'année risque d'être mauvais. La méthode du partage des poids telle qu'elle a été appliquée pour les estimations portant sur la semaine ne peut donc pas être reprise sans précaution pour une estimation annuelle.

De plus, l'enquête n'a pas été réalisée sur toute l'année mais seulement du 15 janvier au 12 février. Prendre en compte les personnes qui fréquentent les services d'hébergement pendant le reste de l'année représente donc une difficulté supplémentaire. Pour la surmonter, il est nécessaire de faire des hypothèses sur le fonctionnement des services d'aide et sur la population des usagers pendant le reste de l'année.

De même, si on souhaite faire une estimation sur l'année, le plan de tirage des prestations doit porter sur l'année. Dans le cas contraire, nous montrerons que si le plan de tirage ne porte que sur une sous-période de l'année cela peut biaiser l'estimation. Il faut donc trouver un moyen de redresser ce biais, éventuellement en faisant des hypothèses relativement lourdes.

Le calcul d'une estimation annuelle va donc souvent consister à poser des hypothèses pour palier à ces défauts d'information.

5.2.2 Principes généraux du modèle

L'idée retenue consiste à estimer depuis combien de temps les individus sont usagers des services pour en déduire combien de temps ils vont le rester.

5.2.2.1 Une prise en compte des « entrants » et des « sortants »

Pour « reconstituer » une information sur la fréquentation des centres pendant toute la période, il faut mettre en place un modèle identifiable sachant qu'on ne dispose que d'une information sur la fréquentation passée. Le modèle le plus simple consiste à considérer que pour un même individu les semaines sont toutes identiques. Il s'agit de raffiner ce modèle pour prendre en compte les « entrants » et les « sortants ». On va donc chercher à estimer la durée d'usage des services pour estimer le temps pendant lequel les usagers des services risquent de le rester. Plus techniquement, en estimant la loi de la durée pendant laquelle les utilisateurs de service fréquentent les centres, on peut calculer la loi de la durée à venir connaissant la durée passée. Par analogie, il s'agit du même problème que celui d'estimer l'espérance de vie des individus d'une population en ayant comme seul renseignement l'âge des individus de cette population à un moment donné, si on arrive à estimer cette espérance de vie on pourra alors facilement estimer l'espérance de vie d'un individu conditionnellement à son âge.

Pour estimer depuis combien de temps les personnes utilisaient les services d'hébergement au moment de l'enquête, nous avons pris en compte les réponses à différentes questions. Il s'agit d'une question concernant la semaine précédant l'entrevue, d'un calendrier résidentiel permettant de connaître mois par mois le type de logement de la personne interrogée et notamment ses séjours dans les centres d'hébergement et d'une question concernant l'ancienneté avec laquelle la personne fréquente l'endroit où elle a dormi la veille. Il nous a paru difficilement concevable de déterminer au jour près la date de la première utilisation des centres ; non seulement la question n'a pas été posée, mais si cela avait été le cas la qualité des réponses aurait sûrement été discutable lorsque les personnes interrogées fréquentent les centres depuis plusieurs semaines ou plusieurs mois. La méthode que nous avons retenue n'estime donc pas une date de première utilisation des services mais un intervalle de temps autour cette date.

5.2.2.2 Mais une prise en compte imparfaite des multi-épisodes

Il est possible que des personnes alternent des périodes successives pendant lesquelles elles recourent aux centres d'hébergement avec des périodes pendant lesquelles elles trouvent provisoirement un domicile ou pendant lesquelles elles dorment dans la rue ou chez des amis. Ce cas est imparfaitement envisagé dans le modèle. Par exemple, lors du calcul sur l'année, le modèle élaboré ne permet pas de prendre en compte les personnes qui seraient usagers des centres en janvier et février, puis non-usagers de mars à août, puis usagers de septembre à décembre. Le modèle n'envisage pas de « multi-épisodes » de fréquentation des centres. On a néanmoins cherché à surmonter le problème des très courtes interruptions de fréquentation des centres (notamment le week-end lorsque certaines personnes sont hébergées par de la famille ou des amis). On a considéré que ces courtes interruptions ne constituaient pas une véritable coupure entre deux épisodes de fréquentation des centres mais que pendant un même épisode de fréquentation des centres, la personne pouvait avoir une faible régularité de

fréquentation. Ainsi, une personne peut avoir un épisode de six mois pendant lequel elle fréquente les centres trois fois par semaine mais on ne la décrit pas comme une personne ayant une grande succession d'épisodes de quelques jours de fréquentation des centres. La prise en compte de « multi-épisodes » dans un modèle identifiable constitue probablement un enjeu important pour améliorer la qualité de l'estimation proposée ici.

5.2.2.3 La reconstitution d'une enquête annuelle à partir d'une enquête sur un mois

La méthode que nous avons adoptée est relativement simple. Elle consiste à considérer que l'enquête a été menée au mois de janvier (alors qu'en réalité elle a été menée à cheval sur les mois de janvier et de février) et que, pour les autres mois (de février à décembre), on aurait obtenu les mêmes réponses si on avait fait une enquête. On suppose ainsi que les personnes auraient eu la même histoire résidentielle si elles avaient été interrogées à un autre moment de l'année.

L'enquête téléphonique qui comportait des questions sur les périodes de fermetures annuelles auprès des centres a néanmoins permis d'éliminer les prestations qui n'auraient pas pu être enquêtées car les centres qui les dispensaient étaient fermés pendant le mois considéré. Les probabilités d'inclusion des prestations susceptibles d'être échantillonnées pendant le mois considéré ne sont pas affectées par l'élimination des prestations non échantillonnables, donc les pondérations des prestations ne sont pas à recalculer pour chaque mois.

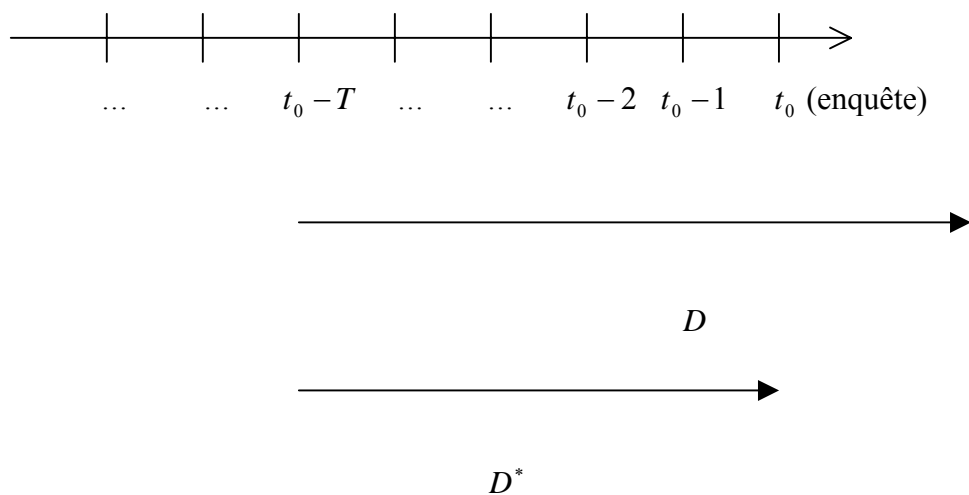
5.2.3 *Présentation détaillée du modèle*

5.2.3.1 Un modèle de durée pour prendre en compte « entrants » et « sortants »

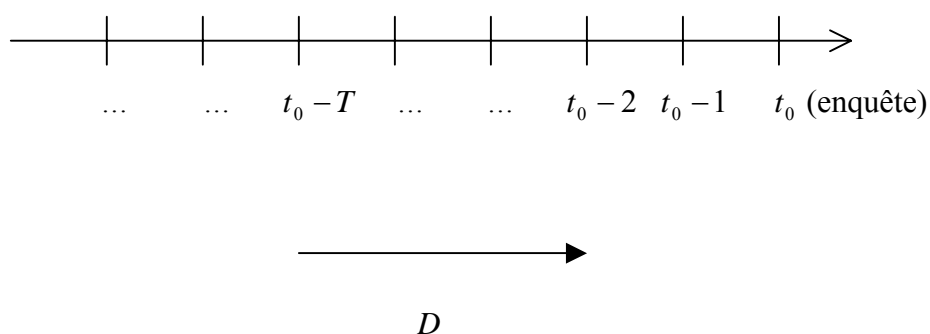
On cherche à estimer la loi de durée d'utilisation des services d'aide, notons cette variable D . Pour chaque prestation enquêtée, on demande à l'individu concerné depuis combien de temps il fréquente les services d'aide. Notons cette variable D^* . Remarquons tout de suite que D^* qui est la variable observée n'est pas égale à D la variable dont on cherche la loi. On sait seulement que $D \geq D^*$. Ce mode de collecte introduit également une « sélection endogène » des observations [Gourieroux C et Monfort A, 1991 ; Lollivier S, 1997] : on ne peut observer les individus qui ont eu il y a longtemps une courte période d'utilisation des services. Les courtes durées déclarées sont alors sous-représentées par rapport aux longues durées (voire le schéma ci-dessous). Il faut donc prendre en compte la date de début d'utilisation des services. Notons t_0 la date d'enquête et $t_0 - T$ la date de début d'utilisation des services. La durée observée correspond donc à la variable T dans le cas où l'individu a utilisé ces services jusqu'à la date de l'enquête ; ce qui est une condition nécessaire pour qu'il soit interrogé.

On a alors l'égalité suivante : $D^* = T|_{D \geq T}$ (D^* est la restriction de T à $\{\omega | D(\omega) \geq T(\omega)\}$)

Utilisateur des services susceptible d'être interrogé :



Utilisateur des services non susceptible d'être interrogé :



On fait comme hypothèse que T et D sont indépendantes, c'est à dire que la durée d'utilisation des services est indépendante de la date de début d'utilisation. De plus, on suppose que T suit une loi uniforme, c'est à dire qu'à chaque instant le nombre de nouveaux utilisateurs est constant.

On adopte les notations suivantes :

g est la densité de T .

f_θ est la densité de D (θ est le paramètre à estimer).

$S_\theta(t) = \int_t^{+\infty} f_\theta(u) du$ est la fonction de survie de D .

La probabilité que D^* appartienne à l'ensemble B^{60} est alors :

⁶⁰ : Par exemple B peut être l'intervalle $[7,30]$ dans le cas où l'individu interrogé déclare utiliser les services depuis une semaine à un mois.

$$P(D^* \in B) = \frac{P(T \in B \cap D \geq T)}{P(D \geq T)} = \frac{\int_0^{+\infty} \int_B \delta_{u \geq t} g(t) f_\theta(u) dt du}{\int_0^{+\infty} \int_0^{+\infty} \delta_{u \geq t} g(t) f_\theta(u) dt du} = \frac{\int_B g(t) S_\theta(t) dt}{\int_0^{+\infty} g(t) S_\theta(t) dt}$$

Comme T suit une loi uniforme, l'expression précédente se simplifie :

$$P(D^* \in B) = \frac{\int_B S_\theta(t) dt}{\int_0^{+\infty} S_\theta(t) dt}$$

L'exploitation de l'enquête ne permet de déterminer pour chaque individu i qu'un encadrement de D^* : $\bar{d}_i > D^* \geq \underline{d}_i$ (éventuellement $\bar{d}_i = +\infty$). La vraisemblance du modèle s'écrit alors :

$$L(\underline{d}_1, \bar{d}_1, \dots, \underline{d}_i, \bar{d}_i, \dots, \underline{d}_n, \bar{d}_n) = \prod_{i=1}^n \frac{\int_{\underline{d}_i}^{\bar{d}_i} S_\theta(t) dt}{\int_0^{+\infty} S_\theta(t) dt}$$

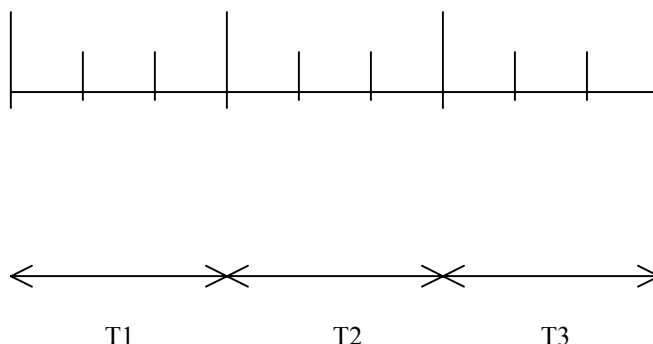
La méthode du maximum de vraisemblance est utilisée pour déterminer un estimateur $\hat{\theta}$ du paramètre θ .

Une fois la loi de D déterminée, on peut calculer les probabilités d'utiliser une prestation dans un service d'hébergement les jours suivant l'enquête sachant depuis combien de temps l'individu fréquente les services et avec quelle régularité. Pour chaque individu, on peut donc estimer le nombre de jours consécutifs d'utilisation des services pendant la période de l'enquête.

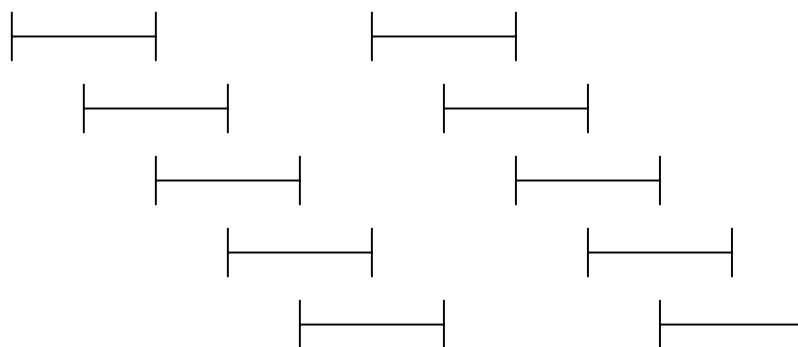
5.2.3.2 Une moyenne sur l'année

L'estimation du nombre de personnes ayant fréquenté au moins une fois les services d'hébergement pendant une période plus longue que la durée de l'enquête dépend du choix de la période d'enquête. Par exemple, supposons qu'on s'intéresse au nombre de personnes ayant utilisé au moins une fois un service d'hébergement pendant l'année 2001. Si l'enquête a été réalisée pendant le mois de janvier ou de décembre le résultat sera surestimé. Si l'enquête a été réalisée pendant le mois de juillet ou d'août le résultat sera sous-estimé et cela indépendamment des problèmes d'ouverture et de fermeture des centres. Nous allons en donner une intuition dans un cas plus simple : celui où on souhaiterait connaître le nombre de personnes fréquentant les services pendant neuf jours tout en n'enquêtant que pendant trois jours.

Période d'étude :



Usager des services : Un nouvel usager chaque jour qui fréquente les services deux jours de suite.



Considérons une période T de neuf jours subdivisée en trois sous périodes de trois jours que nous notons $T1$, $T2$ et $T3$.

Supposons que tous les usagers utilisent les services pendant deux jours et que chaque jour une personne commence à utiliser les services et une autre personne arrête de les utiliser (cf. schéma ci-dessus). Il y a donc deux prestations par jour, soit dix-huit prestations dispensées pendant la période T . Il y a huit usagers qui ont utilisé deux prestations et deux usagers qui n'en ont utilisé qu'une, ce qui fait qu'au total il y a dix personnes qui ont utilisé au moins une prestation au cours de la période T . Enfin on suppose que les usagers sont capables de dire exactement ce qu'ils ont fait et ce qu'ils feront lorsqu'on les interroge.

On cherche à déterminer le nombre de personnes ayant fréquenté au moins une fois un service pendant la période T .

Si on étale l'enquête sur la période T et qu'on tire les prestations suivant un sondage aléatoire simple, les pondérations prestations sont alors égales à 18 (chaque prestation a une chance sur dix-huit d'être échantillonnée).

Pour seize prestations sur dix-huit l'individu interrogé déclare deux utilisations des services pendant la période T . Pour deux prestations sur dix-huit l'individu interrogé déclare 1 seule utilisation des services pendant la

période T (il s'agit des deux personnes dont la période d'utilisation des services est à cheval sur le début ou la fin de la période T). L'espérance de l'estimateur obtenu grâce à la méthode du partage des poids est : $18 \cdot \frac{16}{18} \cdot \frac{1}{2} + 18 \cdot \frac{2}{18} \cdot \frac{1}{1} = 10$. L'estimation est non biaisée.

Supposons maintenant que pour des questions de moyens on ne puisse enquêter que pendant trois jours, au cours d'une des sous-périodes T1, T2 ou T3.

Cas de la période T1 : On a 5 prestations sur 6 pour lesquelles l'individu interrogé déclare 2 utilisations des services pendant la période T, et pour 1 prestation sur 6 l'individu interrogé déclare 1 seule utilisation des services pendant la période T. L'espérance de l'estimateur obtenu est alors : $18 \cdot \frac{5}{6} \cdot \frac{1}{2} + 18 \cdot \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{1} = 10.5$.

L'estimation est donc biaisée, on surestime le nombre d'utilisateurs des services pendant la période T

Cas de la période T2 : Pour les 6 prestations susceptibles d'être échantillonnées l'individu interrogé déclare 2 utilisations de services pendant la période T. L'espérance de l'estimateur obtenu est donc : $18 \cdot \frac{6}{6} \cdot \frac{1}{2} = 9$.

L'estimation est biaisée, on sous-estime le nombre d'utilisateur des services pendant la période T.

Cas de la période T3 : On se retrouve dans le même cas que pour la période T1.

Il apparaît donc qu'enquêter seulement pendant les sous-périodes qui bordent la période T conduit à surestimer le nombre d'utilisateurs, et enquêter seulement pendant les sous-périodes qui sont « au milieu » de la période T conduit à sous-estimer le nombre d'utilisateurs. Cela s'explique par la présence d'individus dont la période de fréquentation des services est à cheval avec le début ou la fin de la période T et qui sont sur-représentés ou sous-représentés selon la sous-période T_i considérée.

Si on suppose que le nombre des sans-domicile et que les durées de fréquentation des centres ne varient pas entre les différentes périodes, ce biais peut être redressé. On calcule l'estimateur pour chaque sous-période, puis on fait une moyenne de ces trois estimateurs. Dans l'exemple précédent on obtiendrait : $\frac{10.5 + 9 + 10.5}{3} = 10$.

Cela revient à échantillonner les prestations sur toute la période T mais avec un plan de sondage en grappe : on commence par échantillonner une sous-période T_i suivant un sondage aléatoire simple, puis on échantillonne les prestations au sein de cette sous-période. Comme on suppose que les réponses sont les mêmes au cours des trois sous-périodes, il n'est pas nécessaire d'enquêter plusieurs grappes. L'estimateur du partage des poids est sans biais lorsqu'on échantillonne sur toute la période T donc en particulier dans le cas de ce plan de sondage en grappe.

Pour obtenir une estimation annuelle, nous avons généralisé la démarche précédente. Nous avons effectué une estimation pour chaque mois de l'année, en considérant successivement que l'enquête avait eu lieu chaque mois. Alors que la véritable période d'enquête est comprise entre le 15 janvier et le 12 février, nous avons d'abord considéré que cette période correspondait au mois de janvier pour faire une première estimation, puis nous avons considéré que cette période correspondait au mois de février pour faire une deuxième estimation et ainsi de suite pour les dix autres mois. Ensuite, nous avons retenu la moyenne de ces douze estimations.

5.2.3.3 Une approximation de la variance de l'estimation par simulations successives

A chaque personne enquêtée, un profil des fréquentations futures des services a été associé aléatoirement en utilisant la loi de durée d'utilisation des prestations que nous avons précédemment déterminée. L'estimation obtenue dépend donc d'un tirage aléatoire. Simuler un grand nombre de fois ce tirage permet d'obtenir une distribution des estimations et donc de calculer un intervalle de confiance empirique. Nous avons fixé de manière arbitraire le niveau de cet intervalle de confiance à 5% (obtenu en éliminant les 2,5% des estimations les plus élevées et les 2,5% des estimations les plus basses).

5.2.4 La construction pratique de la mesure

5.2.4.1 Un modèle paramétrique qui impose le choix d'une classe de lois a priori

La méthode d'estimation de la loi de durée est paramétrique : elle impose de se restreindre à une classe de lois. Dans les résultats présentés ici, cet ensemble est celui des lois exponentielles (au sens où la densité de la loi est

du type $f(x) = \frac{1}{\lambda} \cdot e^{-\frac{x}{\lambda}} \cdot \delta_{x \geq 0}$ avec λ comme paramètre de la loi). Cet ensemble de lois a été choisi de façon à

faciliter le calcul et la maximisation de la vraisemblance. Ce choix est néanmoins très discutable dans la mesure où ces lois sont « sans mémoire » ce qui signifie qu'une personne qui fréquente les centres depuis très longtemps est supposée avoir les mêmes chances de ne plus les fréquenter le lendemain qu'une personne qui les fréquente pour la première fois. Cela nous paraît peu réaliste, mais nous avons pris le parti d'utiliser cet ensemble de lois pour mettre au point la méthode, et dans un second temps de réfléchir à l'utilisation d'autres familles de lois plus réalistes mais dont on ne possède pas toujours d'expression analytique de la fonction de survie (par exemple les lois log-normales ou les lois gamma).

5.2.4.2 Une stratification par type de services

Nous avons choisi de ne pas considérer l'ensemble de la population des usagers de service d'hébergement comme une population homogène. Il nous a semblé important de différencier les individus par type de centres fréquentés dans la mesure où les durées de séjour sont fortement conditionnées par le type de centres où les personnes sont hébergées (sélection du public, aide au logement variable selon les types de centres). Nous avons donc divisé cette population en quatre groupes déterminés par les quatre types de service où l'enquête a été menée. Il s'agit :

- des services d'hébergement en logement dispersé (codés par TYPSEV='D' dans les fichiers),
- des services d'hébergement en chambre d'hôtel ou en place d'urgence en foyer de jeunes travailleurs, de travailleurs migrants ou en résidence sociale (codés par TYPSEV='H'),
- des services d'hébergement regroupé en chambre, en dortoir ou en logement pour une période de moins de 15 jours (codés par TYPSEV='R'),
- des services d'hébergement regroupé en chambre, en dortoir ou en logement pour une période de plus de 15 jours (codés par TYPSEV='N').

Type de service	Logement dispersé D	Hébergement regroupé de moyenne et longue période N	Hébergement regroupé de courte période R	Logement en hôtel H	Total
Nombre de personnes interrogées	1047	1301	480	202	3030

La maximisation de la vraisemblance sur chacune de ces quatre classes conduit à des valeurs du paramètre estimé $\hat{\lambda}$ assez dispersées ce qui confirme la nécessité de différencier par type de services fréquentés. Le paramètre estimé va nous donner la durée moyenne de la fréquentation par type de service sachant qu'un individu est classé dans la strate qui correspond au lieu où il a été enquêté.

Type de centre	Logement dispersé D	Hébergement regroupé de moyenne et longue période N	Hébergement regroupé de courte période R	Logement en hôtel H
Valeur du paramètre estimé $\hat{\lambda}$ correspondant à la durée moyenne de fréquentation	452 jours	589 jours	214 jours	159 jours

5.2.4.3 La question de l'indépendance des observations d'un jour à l'autre

Dans la présentation que nous avons faite précédemment, nous avons supposé que les observations suivaient des lois indépendantes et identiquement distribuées pour calculer le paramètre de la loi. Cette hypothèse n'est en fait pas vérifiée. En effet, comme l'enquête s'est étalée sur vingt jours, le même individu pouvait être interrogé plusieurs fois, à des dates différentes. L'idéal aurait été de pouvoir intégrer cette dépendance dans le calcul de la vraisemblance, mais nous n'avons pas trouvé de moyens raisonnables de mener le calcul. Une solution aurait alors été de calculer autant d'estimateurs que de journées mais certains échantillons devenaient trop faibles (par exemple il n'y a au total que 202 personnes interrogées dans les services de type « H » pendant les vingt jours d'enquête). Deux démarches sont alors envisageables. Soit on considère que l'effet de dépendance d'un jour sur l'autre est négligeable. Soit on maximise une fonction croissante des vraisemblances journalières en supposant

que les paramètres sont égaux pour chaque jour ; mais dans ce dernier cas le résultat dépend de la fonction choisie. Nous avons choisi la première solution⁶¹. Il est en effet probable que les paramètres que nous cherchions à déterminer étaient peu sensibles au choix de la démarche employée.

Par ailleurs les différentes estimations que nous avons faites en faisant varier nos hypothèses (voir ci-dessous) laissent penser que l'estimation finale est elle-même peu sensible à la valeur du paramètre. Nous pensons donc que la méthode employée influe peu sur le résultat final et que la dépendance des observations est donc négligeable.

5.2.4.4 La construction d'un encadrement des anciennetés de fréquentation à partir d'informations hétérogènes

Pour estimer un encadrement de la date à laquelle les individus ont commencé à fréquenter les services d'hébergement, nous avons utilisé les réponses à trois questions (présentées en annexe). Deux questions permettent d'établir un semainier et un calendrier concernant les logements utilisés pendant la semaine et pendant les treize mois précédant l'entretien. Avec la troisième question, on cherche à savoir depuis combien de temps l'enquêté fréquente le lieu où il a dormi la veille. Nous avons tout d'abord identifié à l'aide du semainier les personnes qui fréquentaient un service la veille. Puis, pour ces personnes, nous avons cherché à déterminer depuis combien de temps elles fréquentaient ce service. Lorsque ces personnes fréquentaient ce service depuis moins d'un an, nous avons utilisé le calendrier concernant le logement sur l'année précédente pour affiner notre encadrement au mois près et, enfin, quand cela était possible, nous avons déterminé un encadrement au jour près, grâce aux déclarations concernant la semaine précédente. Ce « protocole » de détermination d'un encadrement de l'ancienneté de fréquentation des services aurait pu être différent, c'est pourquoi il nous a semblé intéressant de déterminer cet intervalle de plusieurs autres manières (en changeant l'interprétation des non-réponses ou en n'utilisant que le calendrier et le semainier) afin d'étudier la sensibilité du résultat final par rapport à la méthode retenue. Nous avons également placé en annexe une description des effectifs des personnes interrogées en fonction des intervalles imputés.

5.2.4.5 La régularité de fréquentation des services

Il nous a paru également important de détailler avec quelle régularité nous avons considéré que les personnes fréquentaient les centres. En effet, cette régularité d'utilisation pendant la période de fréquentation des services joue directement sur le nombre de liens avec l'enquête et donc influe fortement sur le résultat final.

En ce qui concerne les usagers des services de logement dispersé (c'est à dire les services de type 'D'), les contraintes institutionnelles nous ont poussés à considérer que les personnes utilisaient ces prestations les cinq jours ouvrables de la semaine. Cela se justifie dans la mesure où en général la personne devient résidente d'une maison ou d'un appartement pendant une période de six mois renouvelables. Pendant cette période même s'il lui arrive occasionnellement de dormir ailleurs, ce logement n'est pas affecté à une autre personne.

Pour les autres services, nous avons utilisé deux questions concernant l'ancienneté et la régularité de fréquentation du lieu où la personne a dormi la veille. Nous avons considéré que les personnes fréquentaient les centres préférentiellement pendant la semaine et moins pendant le week-end⁶². Ainsi, lorsque quelqu'un déclare qu'il fréquente plus de quatre fois par semaine le centre dans lequel il était la veille, nous avons considéré qu'il lui arrivait de passer les week-ends chez de la famille ou des amis mais que les jours ouvrables il fréquentait les centres.

5.2.4.6 Le problème de la fermeture des centres

Les centres ne sont pas ouverts toute l'année, certaines prestations échantillonnées en janvier n'auraient pas pu l'être les mois où les centres associés étaient fermés. Nous avons donc dû estimer pour chaque centre la période pendant laquelle il allait être ouvert. Les dates de fermeture ont été calculées à partir de « l'enquête téléphonique auprès des sites » qui servait à établir le plan de sondage des prestations.

Les questions utilisées et la manière dont ont été calculées les dates de fermeture sont reproduites en annexe.

⁶¹ : Il s'agit également d'un cas particulier de la deuxième solution avec comme fonction critère

$$f(x_1, x_2, \dots, x_{20}) = \sum_{i=1}^{20} \ln(x_i).$$

⁶² Cette hypothèse est plutôt un choix raisonné qu'une exploitation fine des données qui aurait souffert du fait que les enquêtes étaient menées seulement en semaine et jamais le week-end.

Les principaux résultats sont résumés dans le tableau ci-dessous :

	Pas de période de fermeture	1 période de fermeture	2 périodes de fermeture	Taux de fermeture
Service de type 'D'	1018	29	0	2,8%
Service de type 'N'	1271	26	4	2,3%
Service de type 'R'	394	86	0	17,9%
Service de type 'H'	196	6	0	3,0%
Total	2879	147	4	5,0%

Note : Type 'D', logement dispersé, Type 'N', hébergement regroupé de moyenne et longue période, Type 'R', hébergement regroupé de courte période, Type 'H', logement en hôtel

On peut noter que le nombre de centres que nous considérons comme susceptibles de fermer est relativement faible (environ 5% des centres seulement), mais ce taux de fermeture varie fortement selon les types de services (pour l'hébergement d'urgence notamment, ce taux est beaucoup plus élevé).

Nous avons considéré qu'une prestation ne pouvait pas être échantillonnée si le centre qui la dispensait était fermé plus de quinze jours dans le mois. On constate que les fermetures sont plus nombreuses en été mais qu'elles ont peu d'impact sur le nombre de personnes concernées (environ 3% des questionnaires sont concernés par les fermetures de juillet et août). Il nous est apparu a posteriori, que cette prise en compte de la fermeture des centres jouait peu sur le niveau final de l'estimation.

5.2.4.7 L'imputation des liens futurs et passés

Nous avons simulé la fréquentation des centres d'hébergement de la personne interrogée sur la période qui suivait l'entrevue à l'aide d'un tirage aléatoire de loi exponentielle dont nous avons déterminé le paramètre.

Pour la période précédant l'entrevue, nous avons estimé le nombre de nuits passées dans des centres d'hébergement en deux étapes. Ainsi, la déclaration de « multi-épisodes » de fréquentation des centres a pu être prise en compte concernant l'année précédant l'enquête.

Nous avons d'abord fait une estimation du nombre de nuits passées dans les centres au cours du mois considéré. Elle a été obtenue grâce à la date d'enquête, à l'encadrement de l'ancienneté de fréquentation que nous avons présenté précédemment et à l'estimation de la loi de durée de fréquentation des centres.

Dans une deuxième étape, nous avons utilisé le calendrier sur l'année précédente. Les mois où la personne a déclaré avoir eu comme logement le plus courant un centre d'hébergement, on a considéré qu'elle avait passé le même nombre de nuits dans un centre que pendant le mois d'enquête. Les mois où la personne n'a pas déclaré avoir eu comme logement le plus courant un centre d'hébergement, on a considéré qu'elle n'avait pas du tout fréquenté de centres.

La méthode du décompte du nombre de nuits passées dans les centres est donc assez différente, selon que les nuits considérées précèdent ou suivent la date d'enquête. Dans le premier cas on exploite des informations rétrospectives, dans le second cas, en l'absence d'information, on procède à des tirages aléatoires.

5.2.4.8 Le calcul des pondérations

A partir du nombre de liens sur l'année calculé de la manière précédente, il suffit de diviser les pondérations prestations par le nombre de liens pour obtenir une pondération usagers pour l'année.

5.2.5 Un modèle alternatif

En réfléchissant au moyen de s'affranchir du problème des « multi-épisodes », il nous est venu à l'idée un autre type de modèle. Celui-ci ne prend plus comme variable d'intérêt un nombre d'utilisations successives de prestations dans les services d'hébergement mais se concentre directement sur le nombre d'utilisations que les personnes auront dans l'année. Nous exposons ici le principe de ce modèle, mais nous n'avons pas eu le temps de l'explorer complètement, et il peut donc se révéler être une mauvaise piste. Ce modèle suppose aussi que l'on enquête sur toute l'année, ce qui n'est pas le cas dans l'enquête réalisée en 2001.

Soit X_i la variable aléatoire correspondant au nombre de fois que la personne interrogée i utilisera les centres avant et après l'enquête. On suppose que les X_i sont i.i.d. et qu'elles appartiennent à un ensemble paramétré de lois dont le paramètre est identifiable à partir des deux premiers moments de la loi X_i .

Soit Y_i le nombre de liens que la personne déclare avoir eu avant l'enquête, on suppose que la personne I a autant de chance d'être interrogée à sa première utilisation, qu'à sa deuxième, qu'à sa troisième, qu'à sa $k^{\text{ème}}$...

Donc Y_i suit une loi uniforme discrète sur $\{1, 2, \dots, X_i\}$. Ce qui implique $E(Y_i|X_i) = \frac{X_i + 1}{2}$ et

$$V(Y_i|X_i) = \frac{X_i^2 - 1}{12}.$$

On a alors :

$$E(Y_i) = E(E(Y_i|X_i)) = \frac{E(X_i) + 1}{2}$$

$$V(Y_i) = E(V(Y_i|X_i)) + V(E(Y_i|X_i)) = \frac{E(X_i^2) - 1}{12} + V\left(\frac{X_i + 1}{2}\right) = \frac{1}{3}V(X_i) + \frac{E(X_i)^2 - 1}{12}$$

Donc :

$$E(X_i) = 2 \cdot E(Y_i) - 1$$

$$V(X_i) = 3 \cdot V(Y_i) + E(Y_i) \cdot (1 - E(Y_i))$$

On peut calculer des formules analogues pour les moments d'ordre supérieur, si les paramètres ne peuvent se déterminer aux moyens des seuls deux premiers moments.

Grâce aux observations on estime les moments de Y_i et on obtient donc un estimateur de la loi X_i par la méthode des moments.

Un des problèmes que l'on rencontre si on cherche à appliquer ce modèle est qu'il faut observer les valeurs de Y_i alors que dans le modèle que nous avons employé, il suffisait de donner un encadrement de cette valeur (ce qui posait déjà des difficultés). Une des pistes à explorer peut être de faire « tourner » le modèle avec les valeurs moyennes et extrêmes des intervalles déterminés et d'estimer ainsi un encadrement du nombre d'usagers des services.

On peut donc estimer et simuler le nombre d'utilisations futures des services, mais se pose le problème de la fréquence avec laquelle ces services sont utilisés. Il faut faire alors des hypothèses supplémentaires, comme par exemple que la fréquence des utilisations futures est la même que la fréquence des utilisations passées.

5.3 Mesure de la couverture (qualité) de l'enquête

5.3.1 Comparaisons avec des sources externes (Cette section a été rédigée par Bernadette de la Rochère)

5.3.1.1 Les effectifs donnés à l'enquête téléphonique et dénombrés sur le terrain

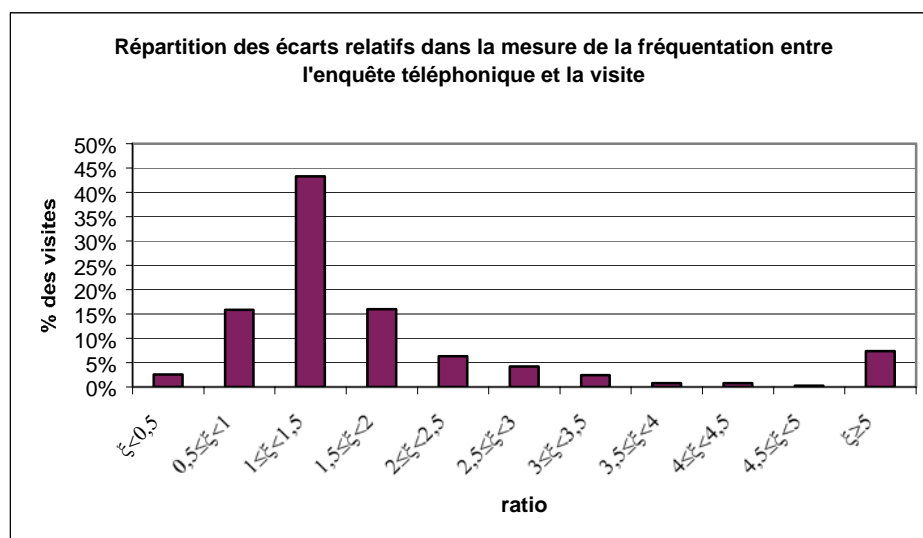
- l'écart des effectifs entre janvier 2000 et janvier 2001

Concernant la fréquentation, on a observé des écarts importants entre les effectifs de janvier 2000 obtenus par l'enquête téléphonique et ceux de janvier-février 2001, mesurés lors de l'enquête. En moyenne en effet, les données de l'enquête téléphonique sont supérieures de 37% à celles mesurées par les enquêteurs à l'occasion du dénombrement des personnes lors de la phase d'échantillonnage des individus dans les services (voir graphique suivant).

La taille des services a été évaluée à trois reprises, selon des modes de collecte différents. La première fois, en mars 2000, une enquête téléphonique a été organisée auprès des responsables de structure. Quelques semaines avant le début de l'enquête, lors d'une prévisite, l'enquêteur recueille auprès du responsable de la

structure une estimation de la fréquentation prévue. Enfin, le jour de la visite, l'enquêteur échantillonneur dénombre les usagers. Dans le cas des services sans liste, il était également demandé à la structure de donner une estimation du nombre de personnes accueillies.

Lors des prévisites, les enquêteurs échantillonneurs ont pu constater des décalages entre la situation telle que la décrivait les responsables de structure et les informations obtenues par l'enquête téléphonique. Ainsi, un quart des prévisites aurait révélé des écarts soit dans la nature des services proposés par les structures, soit dans les effectifs des personnes les fréquentant. Interrogés sur ces écarts, les échantillonneurs mettent en avant des causes multiples : 18,6 % des écarts seraient dus à un changement d'effectif entre les deux dates d'enquête, 31,4 % au fait que les questions de l'enquête téléphonique n'auraient pas été comprises, 12,8 % au fait que deux personnes différentes auraient répondu aux deux enquêtes, et 9,3 % des écarts s'expliqueraient par des différences d'interprétation des catégories proposées aux responsables.



Source : enquête auprès des usagers des services d'hébergement ou de distribution de repas chauds, Insee, 2001.
Lire ainsi : pour 16% des visites, la fréquentation indiquée à l'enquête téléphonique est de 0,5 à 1 fois plus élevée que celle mesurée le jour de l'enquête (ratio égal à la fréquentation déclarée à l'enquête téléphonique divisée par la fréquentation le jour de la visite de l'enquêteur).

Il a été très difficile de recueillir une information fiable en particulier sur les effectifs, surtout pour les structures où les effectifs sont très fluctuants. Par ailleurs, les responsables des structures ont été tentés de donner des effectifs élevés. Dans les capacités demandées aux services d'hébergement, les responsables ont souvent compté les lits pour enfants. Il est très difficile de s'assurer que l'information recueillie ne concerne que les adultes. Pour l'hébergement en chambres d'hôtel, les responsables ont eu souvent du mal à répondre car ils adaptent l'offre en fonction de la demande. Un hiver rigoureux ou un centre d'urgence du voisinage qui ferme entraîne une augmentation de la demande.

5.3.1.2 Le recensement des communautés et des sans-abri dans la rue le 8 mars

Le recensement est la seule source externe qui peut nous donner des informations sur les sans-domicile.

Recensement des sans-abri

Le recensement des personnes sans-abri a eu lieu le premier jour du recensement de la population de 1999 soit le 8 mars 1999. En effet, il est indiqué dans le manuel de l'agent recenseur (annexe 2, page 84) « *Le recensement des habitations mobiles a lieu impérativement le 8 mars. On classe dans cette rubrique non seulement les caravanes, mais aussi les roulottes, les bateaux et de façon générale tous les abris mobiles utilisés comme logements. Par convention les sans-abri y figurent également.* » Les sans-abri ont donc été recensés avec un Bulletin Individuel (BI) et une Feuille de Logement (FL) sur laquelle était indiquée pour l'adresse « sans domicile fixe » et comme catégorie de logement « caravane, habitation mobile » (catégorie 5). Le rang de l'immeuble figurant sur la feuille de logement était par convention 905. C'est grâce à ce numéro que le repérage des personnes dites sans-abri a pu être réalisé.

Ainsi, le 8 mars il était demandé aux agents recenseurs d'aller, à un moment de la journée, dans leurs districts (c'est-à-dire leurs zones de travail) et de repérer les sans-abri potentiels. Des consignes très succinctes étaient données dans le manuel de l'agent recenseur complétées éventuellement par des consignes régionales et de ce fait les agents recenseurs ont souvent travaillé différemment d'un endroit à l'autre.

9 946 personnes ont été recensées comme sans-abri le 8 mars 1999 dont 9 246 personnes de plus de 18 ans.

Dénombrement des sans-abri de plus de 18 ans recensés en France métropolitaine le 8 mars 1999 selon la taille de l'unité urbaine*.

Commune rurale	393
Unité urbaine de moins de 5 000 habitants	193
Unité urbaine de 5 000 à 19 999 habitants	554
Unité urbaine de 20 000 à 99 999 habitants	807
Unité urbaine de 100 000 à 199 999 habitants	615
Unité urbaine de 200 000 à moins de 1 999 999 habitants	5 020
<i>Dont unité urbaine de Lyon</i>	55
<i>Dont unité urbaine de Lille</i>	380
<i>Dont unité urbaine de Marseille</i>	2377
Unité urbaine de Paris	1 664
Ensemble	9 246

source : recensement de 1999 : exploitation des feuilles de logement 905

* unité urbaine de 1990

Il apparaît que le nombre de sans-abri recensés dans l'unité urbaine de Marseille est très supérieur à celui des autres unités urbaines (Lyon et Lille en particulier). Une analyse fine par district sur ces sans-abri marseillais montre que dans quatre districts, le nombre de sans-abri est très important atteignant 2 279 personnes, soit un quart de l'ensemble des sans-abri recensés en France métropolitaine. Dans ces quatre districts se trouvent des lieux de distribution gratuite de repas. Dans d'autres communes, un nombre relativement important de sans-abri ont aussi été recensés dans certains districts, en particulier à Bordeaux ou à Toulouse. Certains agents recenseurs ont donc très probablement dénombré et recensé comme sans-abri des personnes rencontrées dans des points de distributions gratuites de repas⁶³. L'enquête SD2001 a permis de savoir que seul un quart des personnes fréquentant ces lieux dorment dans un lieu non prévu pour l'habitation.

Globalement, dans les 5 080 districts ayant au moins un sans-abri, 4 411 en ont seulement un et 106 plus de 25. On peut donc penser qu'au moins 2 650 sans-abri adultes (106*25) sur 9 246 ont été recensés de cette façon là (cest-à-dire dans des points de distribution gratuites de repas). Par ailleurs, d'autres biais sont identifiables dans la façon de recenser les sans-abri, biais qu'il est difficile de quantifier :

- Il n'y a pas de définition des personnes sans-abri. C'est l'agent recenseur assisté éventuellement de son délégué qui au vu de son repérage dans le district recense comme sans-abri telle ou telle personne assise sur un banc, présente dans une station de métro, sous un échangeur d'autoroute etc.

- Aucune instruction sur l'heure du recensement des sans-abri le 8 mars n'étant indiquée, il est possible que dans les grosses communes certains sans-abri aient été recensés plusieurs fois par des agents recenseurs différents, par exemple à Paris à 8 heures du matin à la station de métro « Porte de Versailles » et une autre fois à 10 heures à la gare Montparnasse.

- Il n'était pas demandé a priori à ces sans-abri potentiels où ils dormaient et s'ils avaient déjà été recensés au moment du recensement des communautés. Certains pouvaient être logés éventuellement en squat et donc être recensés au moment du recensement des logements ordinaires, d'autres pouvaient être logés dans un

⁶³ Pour s'en assurer il faudrait en fait revenir aux feuilles de logement, ce qui est difficilement envisageable.

centre d'hébergement n'accueillant pas les personnes dans la journée et de ce fait avoir été recensés au moment du recensement des communautés en février tout en étant dans la rue dans la journée du 8 mars.

Pour comparer le recensement et l'enquête SD2001, on a retenu les sans-abri « adultes ». Pour ce faire, dans le recensement, il a été considéré l'année de naissance redressée des non réponses (ces non réponses touchent 24 % de l'ensemble des sans-abri et près de 9 % hors point soupe). Ainsi, le résultat chiffré de ce recensement des sans-abri est délicat à interpréter et doit être pris avec beaucoup de précaution. Pour mémoire le nombre de sans-abri dans les agglomérations de plus de 20 000 habitants s'élève à 5 043 dont 3 887 francophones selon l'enquête SD2001.

Par ailleurs, le profil socio-démographique des sans-abri issus du recensement dans les agglomérations de plus de 20 000 habitants peut être comparé à celui des sans-abri de l'enquête SD2001, sachant toutefois que dans l'enquête SD2001 il n'y a pas les non francophones. Pour ce faire, il n'a été retenu pour le recensement que les 5 456 adultes recensés dans les agglomérations de plus de 20 000 habitants, hors point soupe, d'autre part beaucoup des bulletins individuels n'ayant pas été remplis complètement les résultats proviennent dans la mesure du possible de l'exploitation sur les résultats non redressés et redressés. Pour l'enquête SD2001, il a été retenu les personnes francophones ayant dormi la veille dans un lieu non prévu pour l'habitation (3 887 personnes), ayant dormi dans un centre fermé dans la journée (6 975 personnes) et ayant dormi dans un centre ouvert dans la journée (16 549 personnes).

Répartition par sexe des sans-abri âgés de 18 ans ou plus dans les agglomérations de plus de 20 000 habitants

(en %)	RP1999 Non redressé	RP1999 Non redressé sur répondant (*)	RP1999 Redressé	SD 2001 « sans-abri »	SD 2001 « sans-abri dans la journée»	SD 2001 « sans-abri et personnes en centre»
Homme	81,6	83,7	82,4	92,9	91,0	76,8
Femme	15,9	16,3	17,6	7,1	9,0	23,2
Non Réponse	2,5	--	---	0,0	--	--
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : recensement de la population de 1999 et enquête auprès des usagers des services d'hébergement ou de distribution de repas chauds, Insee, 2001.

(*) Cette colonne correspond à la prise en compte des bulletins individuels incomplets.

Répartition par âge des sans-abri âgés de 18 ans ou plus dans les agglomérations de plus de 20 000 habitants

(en %)	RP1999 Non redressé	RP1999 Non redressé, sur répondant (*)	RP1999 redressé	SD 2001 « Sans-abri »	SD 2001 « Sans-abri dans la journée»	SD 2001 « Sans-abri et personnes en centre »
18-29 ans	24,3	26,6	26,1	21,4	27,9	30,5
30-39 ans	26,5	29,0	29,1	25,2	27,4	26,6
40-49 ans	22,6	24,8	24,5	31,5	24,0	22,6
50 ans ou plus	17,9	19,6	20,3	21,9	20,8	20,3
Non réponse	8,7	--	---	--	--	--
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : recensement de la population de 1999 et enquête auprès des usagers des services d'hébergement ou de distribution de repas chauds, Insee, 2001.

(*) Cette colonne correspond à la prise en compte des bulletins individuels incomplets.

Répartition par nationalité des sans-abri âgés de 18 ans ou plus dans les agglomérations de plus de 20 000 habitants

(en %)	RP1999 Non redressé	RP1999 Non redressé sur répondant (*)	RP1999 redressé	SD 2001 « sans-abri »	SD 2001 « sans-abri dans la journée»	SD 2001 « sans-abri et personnes en centre»
Français	60,1	75,1	82,5	73,9	64,2	71,0
Etrangers	16,7	24,9	17,5	25,6	35,6	28,9
Non réponse	23,2	--	--	0,5	0,2	0,1
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : recensement de la population de 1999 et enquête auprès des usagers des services d'hébergement ou de distribution de repas chauds, Insee, 2001.

(*) Cette colonne correspond à la prise en compte des bulletins individuels incomplets.

Répartition par occupation des sans-abris âgés de 18 ans ou plus dans les agglomérations de plus de 20 000 habitants

(en %)	RP1999 redressé	SD 2001 « sans-abri »	SD 2001 « sans-abri dans la journée»	SD 2001 « sans-abri et personnes en centre»
Actifs ayants un emploi	22,5	Ns	15,0	26,2
Chômeurs	37,9	42,8	45,5	39,2
Anciens actifs	4,7	Ns	4,8	3,3
Elèves, étudiants, stagiaires non rémunéré	3,0	Ns	0,7	2,1
Autres inactifs	31,9	ns	34,0	29,2
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : recensement de la population de 1999 et enquête auprès des usagers des services d'hébergement ou de distribution de repas chauds, Insee, 2001.

Les deux sources donnent des résultats proches sur les caractéristiques socio-démographique : prépondérance masculine, proportion importante de moins de 50 ans. Ces caractéristiques sont plus affirmées dans l'enquête SD2001 où on a plus d'hommes (91% contre 84%), des personnes plus âgées (21% de moins de 30 ans contre 27%), plus de chômeurs (46% contre 38%). Ces différences s'estompent si on prend également pour l'enquête SD2001 les personnes devant quitter leur centre le matin. Ces différences confirment que ces deux sources sont difficilement comparables. L'absence de règle pour définir les sans-abri dans le recensement permet d'étudier une frange de la population très certainement en difficulté mais pas de la comparer précisément avec l'enquête sans-domicile.

Recensement des centres d'hébergement

Le recensement des communautés a eu lieu en février 1999 (date de référence 2 février). Les communautés comprennent les établissements (internats, prisons, casernes...) et les collectivités (foyers, maisons de retraite, communautés religieuses, centres d'hébergement...).

Les personnes recensées dans les centres d'hébergement sont en principe classées dans les catégories 6 et 7 des collectivités définies de la façon suivante :

Catégorie 6 : Les centres d'hébergement d'urgence ou d'accueil pour une très courte période (centres d'urgence)

Catégorie 7 : Les centres d'hébergement ou d'accueil pour une plus longue période.

Dans le manuel de l'agent recenseur des communautés pages 25 et 26 on peut lire « *De façon générale, les centres d'hébergement et d'accueil (collectivités de catégorie 6 et 7) reçoivent des personnes en 'difficulté sociale, à la différence des centres destinés à l'accueil des handicapés qui sont à classer en collectivités de catégorie 8.* »

Les organismes du secteur sanitaire et social abritant des collectivités de catégorie 6 ou 7 appartiennent aux rubriques suivantes :

- Centres d'hébergement et de réadaptation sociale.
- Cités de « transit » ou de « promotion sociale »
- Centres d'accueil non conventionnés au titre de l'aide sociale
- Communautés de vie et centres de vie pour cas lourds
- Etablissements d'accueil mère-enfant
- Pouponnières à caractère social
- Foyers de l'enfance
- Villages d'enfants
- Maisons d'enfants à caractère social sans enseignement

Remarque : certaines collectivités dénommées 'centre d'hébergement' abritent des travailleurs immigrés. Elles doivent être recensées comme foyers de travailleurs (catégorie 1).

La notion de très courte durée n'est pas très explicite dans le manuel de l'agent recenseur des communautés. Dans un exemple de ce même manuel de l'agent recenseur des communautés (page 25) on peut lire « *Dans le pavillon B sont logées des personnes recueillies pour une très courte période par exemple pour 2 semaines* »

Il est à noter qu'au recensement de 1990 les catégories 6 et 7 étaient regroupées en une seule catégorie. Il n'y avait donc pas de distinction selon la durée de séjour.

Dénombrement des personnes en centre d'hébergement âgées de plus de 18 ans recensées en France métropolitaine en février 1999 selon la taille de l'unité urbaine*.

	Centre d'hébergement de courte durée (catégorie 6)	Centre d'hébergement de plus longue durée (catégorie 7)	Ensemble des centres d'hébergement
Commune rurale	501	4 647	5 148
Unité urbaine de moins de 5 000 habitants	89	1 128	1 217
Unité urbaine de 5 000 à 19 999 habitants	491	2 537	3 028
Unité urbaine de 20 000 à 99 999 habitants	1 255	6 203	7 458
Unité urbaine de 100 000 à 199 999 habitants	748	4 055	4 803
Unité urbaine de 200 000 à 1 999 999 habitants	2 580	10 617	13 197
<i>Dont unité urbaine de Lyon</i>	310	1 116	1 426
<i>Dont unité urbaine de Lille</i>	237	1 268	237
<i>Dont unité urbaine de Marseille</i>	453	1 076	1 505
Unité urbaine de Paris	2 022	7 009	9 031
Ensemble	7 686	36 196	43 882

Source : recensement de 1999 : exploitation du recensement des communautés

* unité urbaine de 1990

La comparaison avec l'enquête SD2001 n'est pas aisée. Plusieurs biais sont à noter :

- Dans le recensement des communautés, il n'a été conservé que les catégories 6 et 7. Toutefois elles comportent un certain nombre de structures ne rentrant nullement dans le champ de l'enquête SD2001 : il s'agit des cités de transit et des pouponnières à caractère social, des foyers de l'enfance, des villages d'enfants et des maisons d'enfants à caractère social sans enseignement. Pour ces dernières dans la mesure où seules les personnes de plus de 18 ans sont étudiées cette différence de champ n'est probablement pas très importante. En revanche, les personnes des cités de transit (CADA⁶⁴, CPH⁶⁵), qui représentent environ 6 400 adultes, ne sont pas dans le champ de l'enquête SD2001.

- Dans l'inventaire des structures et dans le recensement, la notion d'urgence n'a pas toujours été bien appréhendée et n'est pas forcément la même.

- La notion d'hébergement dispersé et d'hébergement non urgence n'a probablement pas été perçue de la même façon au recensement et à l'enquête téléphonique de l'enquête SD2001. Ainsi un centre d'hébergement se présentant sous la forme de logements dans un immeuble peut avoir été inventorié en hébergement regroupé

⁶⁴ CADA : centre d'accueil pour demandeurs d'asile.

⁶⁵ CPH : centre provisoire d'hébergement.

au moment de l'enquête téléphonique et avoir été recensé avec les logements ordinaires en 1999. L'inverse peut également exister.

- Deux années séparent le recensement de l'enquête

Pour comparer les deux sources, seules personnes « adultes » sont dans le champ. Pour ce faire, dans le recensement il a été considéré l'année de naissance redressée des non réponses (ces non réponses touchent 2% de l'ensemble des personnes vivant en centre).

Ainsi, 26 097 adultes (dont 23 524 francophones) ont été dénombrés dans les centres d'hébergement dans les agglomérations de plus de 20 000 habitants par l'enquête SD2001. Par le recensement, on a 34 489 adultes dans les centres de catégorie 6 et 7 auxquels il faut retirer les 6 400 usagers des CADA, CPH et centres de transit . Ainsi 2 000 adultes semblent avoir été compté dans le recensement et non dans l'enquête SD2001. Cette différence, peu importante, s'explique probablement par les biais évoqués ci-dessus.

Répartition par sexe des personnes âgées de 18 ans ou plus et vivant en centre d'hébergement dans les agglomérations de plus de 20 000 habitants

(en %)	RP1999	RP1999	RP1999	SD 2001
	Non redressé	Non redressé sur répondant	Redressé	Personnes vivant en centre
Homme	65,2	66,2	66,4	74,2
Femme	33,3	33,8	33,6	25,8
Non Réponse	1,5	--	---	--
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : recensement de la population de 1999 et enquête auprès des usagers des services d'hébergement ou de distribution de repas chauds, Insee, 2001.

Répartition par âge des personnes âgées de 18 ans ou plus et vivant en centre d'hébergement dans les agglomérations de plus de 20 000 habitants

(en %)	RP1999	RP1999	RP1999	SD 2001
	Non redressé	Non redressé, sur répondant	redressé	Personnes vivant en centre
18-29 ans	40,3	41,2	41,0	32,0
30-39 ans	19,6	20,0	20,0	26,8
40-49 ans	16,8	17,1	17,4	21,1
50 ans ou plus	21,3	21,7	21,6	20,8
Non réponse	2,0	--	---	--
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : recensement de la population de 1999 et enquête auprès des usagers des services d'hébergement ou de distribution de repas chauds, Insee, 2001.

Répartition par nationalité des personnes âgées de 18 ans ou plus et vivant en centre d'hébergement dans les agglomérations de plus de 20 000 habitants

(en %)	RP1999	RP1999	RP1999	SD 2001
	Non redressé	Non redressé sur répondant	redressé	Personnes vivant en centre
Français	68,6	73,6	74,8	70,5
Etrangers	24,5	26,4	25,2	29,5
Non réponse	6,9	--	--	-
Ensemble	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : recensement de la population de 1999 et enquête auprès des usagers des services d'hébergement ou de distribution de repas chauds, Insee, 2001.

Répartition par occupation des personnes âgées de 18 ans ou plus et vivant en centre d'hébergement dans les agglomérations de plus de 20 000 habitants (en %)

(tableau à prendre avec précaution car les items ont été reconstitués pour comparaison)

	RP1999 redressé	SD 2001 Personnes vivant en centre
Actifs ayant un emploi	26,5	27,7
Chômeurs	31,2	38,5
Anciens actifs	7,1	2,9
Elèves, étudiants, stagiaires non rémunérés	11,7	2,5
Autres inactifs	23,5	28,4
Ensemble	100,0	100,0

Source : recensement de la population de 1999 et enquête auprès des usagers des services d'hébergement ou de distribution de repas chauds, Insee, 2001.

Comme pour le recensement des sans-abri, les caractéristique socio-démographiques des personnes enquêtées en centre par l'enquête SD2001 sont proches mais plus affirmées que celles des « même » personnes issues du recensement excepté pour l'âge: plus d'hommes (74% contre 66%), plus de chômeurs (39% contre 31%).

5.3.1.3 Inventaire dans les agglomérations de 5 000 à 20 000 habitants

Suite à l'enquête téléphonique principale et complémentaire, 87 structures ont été recensées dans les agglomérations de moins de 20 000 habitants et parmi elles 55 étaient dans le champ de l'enquête. Cet inventaire est probablement de moins bonne qualité que celui réalisé dans les agglomérations de plus de 20 000 habitants⁶⁶. Néanmoins il démontre que les services d'aide aux personnes sans-domicile sont essentiellement concentrés dans les agglomérations de taille importante.

⁶⁶ Certaines régions ont préféré concentrer leurs efforts sur l'inventaire dans les agglomérations de plus de 20 000 habitants.

Nombre de structures dans les agglomérations de 5 000 à 20 000 habitants

Régions de gestion	Nombre total de structures du champ de l'enquête	Nombre de structures hors champ
11 Ile-de-France	2	0
21 Champagne-Ardenne	2	0
23 Haute Normandie	4	1
24 Centre	2	2
26 Bourgogne	15	6
31 Nord Pas de Calais	3	0
41 Lorraine	0	2
42 Alsace	0	0
52 Pays de la Loire	2	1
53 Bretagne	4	3
54 Poitou Charentes	1	1
72 Aquitaine	0	0
73 Midi-Pyrénées	11	13
82 Rhône-Alpes	1	1
83 Auvergne	2	0
91 Languedoc-Roussillon	0	0
93 PACA	6	2
Ensemble	55	32

Source : enquêtes téléphoniques auprès des structures ; février, mars, septembre 2000

Remarques conclusives

L'objectif de cette section n'est pas de dresser un bilan exhaustif de l'opération « sans-domicile 2001 » et ce pour une raison essentielle : c'est un travail de très grande ampleur qui pourrait justifier à lui seul un Insee-méthode. De plus, ce travail a déjà été accompli de façon plus globale et assorti de comparaisons européennes, dans un rapport rédigé par Cécile Brousse pour le compte d'Eurostat, qui dresse un état des lieux sur l'ensemble de la production de données statistiques sur les sans-domicile et le problème de la privation de logement mais surtout propose deux objectifs à atteindre : mesurer régulièrement la privation de logement en calculant un taux de personnes hébergées temporairement chez des tiers, un taux de personnes en centres d'hébergement, à l'hôtel ou en pension (faute d'avoir un logement), en fonction, bien entendu, de la définition qui sera retenue pour le terme sans-domicile ; décrire les caractéristiques des personnes privées de logement à partir d'enquêtes directes auprès des individus. Dans ce rapport, elle décrit l'ensemble des systèmes de collecte utilisés dans l'Union Européenne et quelques enquêtes réalisées entre autres aux États-Unis et en Australie classés en trois types : le recueil de données auprès d'institutions en contact avec des personnes sans-domicile ; enquête directe auprès de personnes sans-domicile ; enquête « ménage » comportant des questions rétrospectives sur la privation de logement.

Ces trois types d'enquête sont maintenant présentes en France. L'enquête ES de la DREES collecte régulièrement (la dernière a eu lieu fin 2004 et les premiers résultats devraient paraître au cours du deuxième semestre 2006) des données auprès des établissements et services accueillant des personnes en difficulté sociale. Malheureusement toutes les associations ou organismes en charge de personnes sans-domicile ne sont pas à ce jour enquêtés car cette enquête est de type administratif et se concentre à ce jour sur les seuls services d'hébergement financés par le Ministère de l'action sociale, du travail et de la solidarité sauf les services d'hébergement d'urgence du fait du protocole de collecte qui nuit à la qualité (les informations sont recueillies à l'aide d'un questionnaire auto-administré renseigné par un gestionnaire de l'établissement). L'enquête « sans-domicile 2001 » est la première enquête à l'échelle nationale sur les conditions de vie des usagers des services d'hébergement et de distributions de repas chauds. L'enquête Santé 2002-2003 comporte un module de questions rétrospectives sur des épisodes sans-domicile depuis l'âge de 18 ans. A ce jour, il n'est pas prévu de nouvelle enquête du type « sans-domicile 2001 » même si la date de 2012 est parfois avancée. En revanche, il est prévu d'étendre au fur et à mesure des enquêtes ES le champ de l'enquête aux organismes gestionnaires de places en ALT (allocation de logement temporaire) puis les centres gérés par les grandes villes ainsi que les services connexes aux services d'hébergement (accueil de jour, suivi social, etc.) afin d'avoir une mesure plus précise des sans-domicile usagers des établissements sociaux. Évidemment, cette extension du champ ne va pas sans difficultés et le premier problème saillant sera celui des doubles comptes. Enfin, l'intégration de modules de questions rétrospectives sur les épisodes sans-domicile devrait se généraliser. Un module assez complet s'inspirant du module de l'enquête Santé 2002-2003 et d'un module présent dans l'édition 2003 de l'enquête écossaise auprès des ménages (Scottish Household Survey) est intégré dans l'enquête Logement 2006. Il faut et il faudra, dès que faire se peut, profiter de l'élan impulsé par l'enquête « sans-domicile 2001 » pour pérenniser la collecte de données sur la privation de logement et si nous réussissons dans cette entreprise, cela sera sûrement le plus grand succès de cette enquête et de ses concepteurs.

L'autre point positif concerne la somme d'informations collectées sur les sans-domicile. Au delà de l'estimation du nombre de sans-domicile (Insee première n° 823) qui n'était pas le but premier de l'enquête mais qui a permis de donner un ordre d'idée maintenant accepté (le chiffre de 86 000 sans-domicile a été repris dans les derniers rapports de la Fondation de l'Abbé Pierre sur le mal-logement en février 2004, février 2005 et février 2006) et d'en finir avec des estimations fantaisistes (Julien Damon, « En quête du chiffre : trois décennies d'estimations du nombre de Sdf dans la presse », *Recherches et prévisions*, n°60, pp. 117-124), cette enquête apporte de nombreuses réponses aux questions que l'on pouvait se poser sur leurs caractéristiques socio-démographiques (Insee première n° 824), leur état de santé (Insee première n° 893), leur situation en terme d'emploi (Insee première n° 925), leurs recours aux institutions, prestations et professionnels des secteurs sanitaire et social (Études et résultats n° 277), leurs contacts familiaux et amicaux (Études et résultats n° 301). Cette liste n'est bien sûr pas exhaustive puisqu'un numéro spécial d'économie et statistique va paraître et que la région Île-de-France a produit des résultats spécifiques à partir de cette enquête (Insee à la page n° 214, 241 et 259).