

Lien social et santé en situation de précarité

État de santé, recours aux soins, abus d'alcool et réseau relationnel parmi les usagers des services d'aide

Patrick Peretti-Watel*

Les usagers des services d'hébergement ou de distribution de repas chauds constituent une population très particulière, qui cumule précarité et problèmes de santé. Les contacts avec la famille, les proches et les connaissances sont caractérisés par un cumul et non une différenciation des relations interpersonnelles. On peut distinguer les enquêtés selon que ces contacts sont fréquents ou non, quel que soit le lien de parenté éventuel entre la personne interrogée et les proches.

Une relation significative apparaît entre ce cumul et la santé perçue : ceux qui ont des contacts plus fréquents avec leurs proches se jugent plus souvent en bonne ou en très bonne santé. Plus spécifiquement, il semble qu'en présence d'une pathologie chronique ou grave ces contacts pourraient jouer le rôle de facteurs protecteurs contre le risque de dépression et qu'à ce titre, ce soit l'absence relative de contacts avec les proches et non l'absence de proches à contacter qui soit la plus préjudiciable pour la personne malade, ce qui suggère qu'il faille privilégier une interprétation faisant intervenir l'influence des rapports avec les proches sur la construction de l'identité personnelle et l'estime de soi.

Un autre aspect de la relation entre santé et lien social renvoie au recours aux soins, étudié ici dans le cas particulier des soins dentaires : l'isolement relationnel s'avère en effet significativement associé à un moindre recours à ces soins.

Toutefois, si le lien fréquemment exploré dans la littérature entre lien social et santé s'avère ici globalement vérifié, il convient d'y apporter une nuance. En effet, s'il est très plausible que les liens interpersonnels aient une influence bénéfique sur la santé, il importe de souligner qu'ils ne constituent pas la panacée. Ici, seule la quantité des contacts a été mesurée, et non leur qualité : or, des contacts fréquents ne sont pas forcément de « bons » contacts, et peuvent éventuellement devenir le vecteur de contraintes et de violences.

* Patrick Peretti-Watel appartient à l'Inserm (UMR379, épidémiologie et sciences sociales appliquées aux innovations médicales).

Cet article a grandement bénéficié des relectures critiques de Cécile Brousse, Danièle Guillemot, Maryse Marpsat, Gaël de Peretti, François Beck, Emmanuel Didier, ainsi que de deux relecteurs anonymes. L'auteur reste bien sûr seul responsable de son contenu.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Dans un éditorial de la *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique*, Claudine Herzlich (2003) rappelait récemment que la question de la relation entre le social et la santé est très actuelle, avec le développement contemporain de l'épidémiologie sociale et l'intérêt porté en santé publique à des notions empruntées aux sciences sociales, mais aussi très ancienne, avec, par exemple, dès le XIX^e siècle, les travaux de Villermé sur les inégalités sociales devant la mort entre quartiers riches et pauvres de Paris.

Historiquement, l'épidémiologie a d'abord tenté d'articuler le social et la santé du point de vue de la différenciation sociale des facteurs de risque individuels, et en particulier comportementaux : par exemple, le tabagisme, l'abus d'alcool, l'inactivité physique et une alimentation déséquilibrée sont des « conduites à risque » dont la prévalence est inégale d'une catégorie sociale à l'autre et il est donc normal que les pathologies associées soient, elles aussi, inégalement réparties dans la société. Toutefois, ce point de vue ne permet finalement de rendre compte que d'une petite partie des inégalités sociales de santé et, en outre, il ne fait que déplacer le problème puisqu'il reste alors à déterminer les raisons de la différenciation sociale des « conduites à risque » (Goldberg *et al.*, 2003).

Parmi les approches plus récentes visant à explorer les déterminants proprement sociaux de la santé, un point de vue alternatif consiste à s'intéresser aux relations interpersonnelles, qui sont, selon le mot de Claudine Herzlich, « le plus social du social » (2003, p. 378), pour étudier leur influence sur la santé, avec des notions plus ou moins interchangeables telles que « sociabilité », « réseau social », « support social », ou encore « capital social » (1). De nombreuses recherches ont ainsi conclu à une corrélation significative entre la densité et la qualité des relations sociales d'une part, et la morbidité et la mortalité pour diverses pathologies d'autre part (cf. par exemple House *et al.*, 1988 ; Kawachi *et al.*, 1996 ; Berkman *et al.*, 2000).

Plus précisément, dès les années 1970, les travaux menés sur ces questions par des épidémiologistes et des psychiatres sociaux font l'hypothèse que de bonnes relations interpersonnelles permettent de mieux supporter les aléas de la vie (divorce, deuil, licenciement, etc.), et d'éviter qu'ils aient un impact sur la santé physique et mentale (Caplan, 1974 ; Cassel, 1976 ; Cobbs, 1976). D'autres travaux plus récents mettent également en évidence les effets bénéfiques

du réseau relationnel sur la survie, le bien-être et l'état psychologique de personnes atteintes d'une maladie chronique ou grave (Berkman *et al.*, 1992 ; Chesney *et al.*, 2003 ; Bisschop *et al.*, 2004) : il semble donc que les relations interpersonnelles, plutôt que d'améliorer la santé des bien-portants, contribuent plutôt à maintenir celle des malades.

Comment les relations interpersonnelles contribuent-elles à maintenir un bon état de santé ? Le réseau relationnel procurerait avant tout un soutien permettant de modérer le stress suscité par certains événements ou situations (Wheaton, 1985 ; Lin et Ensel, 1989), sachant que le stress a, semble-t-il, des conséquences directes sur l'état de santé : il aurait des effets aux niveaux neuro-endocrinien et neuro-immunitaire, provoquerait notamment une hausse de la tension artérielle et du taux de cholestérol, et contribuerait plus généralement à un vieillissement précoce de l'organisme (Brunner, 2000 ; Seeman et Crimmins, 2001) (2). Bien sûr, avant même de mobiliser de tels mécanismes biologiques, il faut souligner que le réseau relationnel fournit des ressources matérielles, informationnelles et émotionnelles (Reichmann, 1991), et qu'il contribue à satisfaire certains « besoins sociaux fondamentaux » (affection, estime de soi, sentiment d'appartenance, etc., Kaplan *et al.*, 1977).

Le présent article se propose d'explorer la relation entre santé et relations interpersonnelles à partir des données de l'enquête *auprès des personnes fréquentant les services d'hébergement ou les distributions de repas chauds*, réalisée par l'Insee du 15 janvier au 15 février 2001 (cf. encadré 1). Par commodité de langage, les 4 084 personnes francophones interrogées dans le cadre de cette enquête seront désignées par le terme « sans-domicile et autres usagers des services d'aide » dans la suite de l'article, sachant que certains sans-domicile ne sont pas francophones ou ne fréquentent pas les services de restauration ou d'hébergement gratuits, et, qu'inversement, parmi les personnes qui fréquentent ces structures, certaines ne sont pas des sans-domicile au sens strict retenu par

1. La dernière notion, peut-être la plus populaire aujourd'hui, est sans doute aussi la plus floue et la plus creuse (malgré la conceptualisation rigoureuse initialement proposée par Bourdieu à la fin des années 1970), et semble relever davantage de la métaphore que du concept (Hawe et Shiell, 2000). Pour une discussion critique très détaillée de cette notion en français, cf. Ponthieux, 2003. Pour une discussion plus sommaire, et centrée sur l'usage de la notion de capital social en santé, cf. Fassin, 2003.

2. C'est ainsi que le social « passerait sous la peau », phénomène désigné sous le terme « embodiment » dans la littérature épidémiologique anglo-saxonne (Peretti-Wattel, 2004).

LES SPÉCIFICITÉS DE L'ENQUÊTE

L'enquête

En janvier 2001, l'Insee a mené une enquête auprès d'environ 4 000 personnes fréquentant les services d'hébergement ou les distributions de repas chauds, dans 80 agglomérations de France métropolitaine de plus de 20 000 habitants.

Néanmoins, plusieurs catégories de sans-domicile n'ont pas été prises en compte : par exemple, les personnes ne fréquentant pas ces services (par choix), ceux vivant dans des agglomérations dépourvues de ces services, ou encore les non-francophones (les entretiens se sont déroulés en français).

Les analyses et classification

Une analyse des correspondances multiples a tout d'abord été effectuée, puis une classification ascendante hiérarchique avec le critère de Ward (en ne conservant que les huit premiers axes, suite à l'examen de l'histogramme des valeurs propres), classification consolidée par plusieurs itérations de la méthode des centres mobiles. Des typologies alternatives ont été réalisées en conservant un nombre variable d'axes, sans modification notable des résultats.

Modélisation de la santé perçue

Pour les régressions logistiques, outre la typologie décrivant le réseau relationnel, ont été introduits dans l'analyse : le sexe, la nationalité (français *versus* étranger), le niveau d'études (primaire *versus* plus élevé), le fait d'occuper un emploi, l'âge et la source principale de revenus. L'âge a été introduit par tranches afin de repérer d'éventuels effets non linéaires. Le seuil relativement bas choisi pour la dernière tranche d'âge (46 ans et plus) s'explique par la jeunesse des enquêtés : ils ont 36 ans en moyenne, et moins de 5 % ont 60 ans ou plus. De plus, après discussion avec les responsables scientifiques de l'enquête, le *revenu* en tant que tel n'a pas été introduit dans l'analyse, car les données recueillies pour cette question n'ont pas été jugées suffisamment fiables. En outre, dans cette population très précaire, l'existence d'un revenu du travail est en elle-même très discriminante.

L'ancienneté de la situation au regard du logement, qui est susceptible d'avoir une incidence directe sur l'état de santé, ainsi que les contacts avec des travailleurs sociaux, qui peuvent être associés à un meilleur accès aux aides et aux soins, et donc avoir une incidence indirecte sur la santé, ont également été introduits dans le modèle. Enfin, lorsque l'on travaille sur la santé perçue, il importe de disposer d'un indicateur « objectif » de l'état de santé et d'en contrôler l'effet : pour cela, on a utilisé ici le nombre de *maladies chroniques ou graves* dont l'enquêté déclare souffrir. Le questionnaire listant des maladies (hypertension, maladie cardiovasculaire, maladie respiratoire, maladie du système digestif, cancer, diabète, séquelles d'accidents ou de maladie grave, etc.) pour chaque individu, on a compté le nombre de pathologies citées. Considérer que ces pathologies ont un effet additif linéaire obéit à un principe de parcimonie. D'autres spécifications plus complexes ont été tes-

tées (effet non monotone, exponentiel, logarithmique) mais elles n'amélioreraient pas le modèle.

Les items mesurant la santé perçue ont été ici regroupés en trois modalités : état de santé jugé soit bon ou très bon (53,0 % de l'échantillon), soit moyen (30,5 %), soit médiocre, mauvais ou très mauvais (16,5 %). Pour modéliser cet indicateur trichotomique, une régression polytomique ordonnée a d'abord été réalisée, mais l'hypothèse de proportionnalité des odds ratios a été largement rejetée ($p < 0,001$). On a donc opté pour un modèle logistique multinomial, ce qui revient à comparer successivement l'une des trois modalités aux deux autres. Deux modèles dichotomiques ont été ainsi estimés, comparant successivement les enquêtés qui s'estiment en bonne ou en très bonne santé à ceux qui jugent leur santé moyenne, puis à ceux qui la jugent médiocre, mauvaise ou très mauvaise.

Modélisation des états dépressifs perçus

Parmi les autres variables disponibles, le fait de *souffrir de troubles mentaux* ne permettait pas de repérer des états dépressifs, car le libellé précisait « troubles mentaux (hors états dépressifs, hors dépression) ». Le fait de se sentir nerveux ou stressé n'est pas spécifique de la dépression, et concerne ici plus de sept enquêtés sur dix. De même, les *troubles du sommeil* ne sont pas assez spécifiques (6 enquêtés sur 10 en déclarent) et, en outre, ils peuvent avoir des origines non dépressives, surtout au sein d'une population qui a des difficultés à se loger. En toute rigueur ce sont donc les *états dépressifs perçus* qui ont été modélisés et non la dépression.

Le recours aux soins dentaires

Le questionnaire permettait aussi de repérer les enquêtés qui n'avaient consulté aucun médecin au cours de l'année, et parmi eux ceux qui ont pourtant eu un problème de santé durant cette période. Toutefois, cette question n'a pas été exploitée pour diverses raisons : la notion de « problème de santé » reste vague ; on ne sait pas de quel médecin il s'agit (généraliste ou spécialiste) ; en outre, comme on ne sait pas quels enquêtés ont eu un problème de santé, qu'ils aient consulté ou non, il n'est pas possible de contrôler l'effet de ces problèmes sur la consultation (sauf à supposer qu'il n'y a eu aucune consultation de routine, non motivée par un problème) ; enfin, le recours à un médecin est très fréquent, donc peu discriminant. Ainsi, il a été jugé préférable d'estimer le recours aux soins dentaires.

D'autres modèles ont été estimés pour contrôler l'effet des douleurs dentaires sur le recours au dentiste, afin de distinguer les recours préventifs des recours pour soins proprement dits. Le recours au dentiste a donc été modélisé pour les seuls enquêtés qui n'ont pas rapporté de douleur dentaire au cours des douze derniers mois (comportement de prévention), puis séparément pour ceux qui ont rapporté de telles douleurs (comportement de soins). Dans les deux modèles, les odds ratios estimés sont significativement inférieurs à 1 pour les enquêtés qui ont perdu de vue des proches, ainsi que pour ceux qui n'ont plus de proches à contacter.

l'Insee (c'est le cas d'un enquêté sur huit dans cet échantillon ; Brousse *et al.*, 2002a, pour plus de détails).

Du point de vue de l'étude de la relation supposée entre réseau relationnel et état de santé, cette population très particulière présente en effet des caractéristiques fort intéressantes. D'une part, certains auteurs soulignent que le besoin de recourir aux autres tend à s'estomper lorsque le niveau de vie augmente (Coleman, 1990, par exemple) : les effets supposés bénéfiques d'un bon réseau relationnel pourraient donc s'avérer plus manifestes parmi les plus démunis. D'autre part, si les travaux antérieurs soulignent qu'un tel réseau sert surtout à préserver la santé face à des circonstances difficiles ou face à une maladie grave, à ce niveau aussi les sans-domicile constituent malheureusement une population spécifique, qui cumule précarité et mauvaise santé (Firdion *et al.*, 1998, 2001 ; Brousse *et al.*, 2002b ; de la Rochère, 2003). En particulier, dans l'enquête traitée ici, ils jugent quatre à cinq fois plus fréquemment que la population générale leur propre santé médiocre, mauvaise ou très mauvaise. Enfin, si l'étude du lien entre réseau relationnel et santé est compliquée en population générale par des facteurs de confusion liés à la forte hétérogénéité du statut social et des ressources matérielles des individus (3), l'échantillon de cette enquête Insee cible, *a contrario*, une population relativement homogène de par sa précarité matérielle (4).

Un cumul des contacts, quel que soit le lien de parenté

Au sein de cette population très spécifique, les situations de rupture totale avec des proches existants restent minoritaires, quel que soit le type de proches considéré, même si, globalement, les contacts avec les proches sont moins fréquents qu'au sein de la population générale

(Firdion *et al.*, 1998). Dans le détail, concernant la parenté, les contacts les plus récents sont ceux entretenus avec la mère ou d'autres membres de la famille que le père ou les enfants (28,2 % des enquêtés ont eu un contact avec leur mère au cours de la dernière semaine, 31,2 % avec d'autres membres de la famille au cours de la même période). En revanche, l'absence de contact est plus fréquente avec ces autres membres de la famille, et plus rare avec les enfants (cf. tableau 1). Enfin, une majorité d'enquêtés a eu un contact avec un ami ou une connaissance lors de la dernière semaine. Avant d'en conclure que les liens amicaux prévalent sur les liens familiaux, rappelons qu'il ne saurait en être autrement dans la mesure où, contrairement aux liens de parenté, la qualité d'ami ou de connaissance est un attribut provisoire que l'on a d'autant plus de chances d'accorder à une personne si on la fréquente souvent, et d'autant plus de chances de lui retirer lorsqu'on la perd de vue.

Afin de dégager des profils homogènes de relations sociales, en introduisant simultanément dans l'analyse les cinq types de contacts possibles, sans pour autant préjuger des relations qui existent entre eux, une classification a été réalisée (cf. encadré 1). Les cinq classes obtenues s'avèrent déterminées par le temps écoulé depuis le dernier contact et non par l'éventuel lien de parenté avec l'enquêté : elles distinguent donc des individus qui cumulent des contacts récents ou au contraire lointains, et ce avec l'ensemble des personnes envisagées dans le questionnaire. Par extension, on supposera ici que l'éloignement dans le temps du dernier contact permet d'estimer la fréquence des contacts. Par

3. La densité et la qualité des relations sociales sont évidemment inégalement réparties, l'isolement social se concentrant dans les catégories les plus défavorisées (Berkman et Glass, 2000).

4. Il existe bien sûr de fortes disparités de niveaux de vie au sein de cette population particulière, mais cette hétérogénéité est moindre que celle observée sur l'ensemble de la population.

Tableau 1
Contacts, même par téléphone ou par lettre, avec des membres de la famille ou d'autres personnes ne résidant pas avec l'enquêté

À quand remonte le dernier contact remonte avec les personnes suivantes ?	En %					
	La dernière semaine	Le dernier mois	Les trois derniers mois	L'année 2000	Aucun contact ou pas depuis longtemps	Autre (1)
La mère	28,2	12,8	5,6	5,1	14,1	34,2
Le père	15,2	9,1	4,9	3,7	17,4	49,7
Les enfants	14,1	6,4	2,7	2,8	9,5	64,5
D'autres membres de la famille	31,2	18,6	7,6	7,4	27,7	7,5
Des amis, des connaissances	55,7	10,4	2,8	4,8	14,4	11,9

1. Sans objet, décédé, non-réponse.

Source : enquête auprès des personnes fréquentant les services d'hébergement ou les distributions de repas chauds, 2001, Insee.

ailleurs, à titre exploratoire une analyse spécifique a été réalisée sur le sous-échantillon des enquêtés de nationalité étrangère qui, pour des raisons d'éloignement géographique, auraient pu avoir des contacts avec les proches plus spécifiques. Toutefois on retrouve pour les étrangers la même structure de contacts, avec en particulier le même phénomène de cumul (sans doute parce que les contacts envisagés incluent le téléphone et le courrier).

La première classe regroupe un tiers de l'échantillon (31,3 %), et se caractérise par des contacts que l'on qualifiera d'hebdomadaires, puisqu'ils datent le plus souvent de la semaine précédant l'enquête (trois fois sur quatre pour la mère, les enfants, d'autres membres de la famille, les amis et les connaissances, une fois sur deux pour le père). La seconde classe réunit 13,2 % des enquêtés, dont les contacts avec les proches sont plutôt mensuels (hors les enfants, plus des deux tiers n'ayant pas d'enfant ou ceux-ci ne résidant pas avec eux), dans la mesure où le dernier contact renvoie généralement au mois dernier. De taille similaire (15,2 %), la troisième classe renvoie ensuite à des contacts plus rares, situés soit au cours des trois derniers mois, soit au cours de l'année (excepté pour les enfants, soit que les enquêtés n'en aient pas, soit qu'ils vivent avec eux). Le quatrième type relationnel réunit quant à lui près d'un enquêté sur trois (30,3 %), et se caractérise par une absence de contacts plus fréquente (5). Concernant les relations avec les parents, soit les contacts sont coupés, soit la question est sans objet (père ou mère décédé ou inconnu). De même, les deux tiers n'ont pas ou n'ont plus de contact avec les autres membres de leur famille, cette proportion atteignant un tiers pour les amis et les connaissances. Enfin, le cinquième et dernier type regroupe 10,1 % des enquêtés, pour lesquels les questions posées sont le plus souvent sans objet, soit qu'ils n'aient pas, soit qu'il n'aient plus, de proches avec lesquels entretenir des contacts.

Le cinquième type (« personne à contacter ») se caractérise donc par un isolement plus fréquent, imposé à l'individu par la structure de son réseau, tandis que le quatrième type (« perdu de vue ») correspond plutôt à un isolement relatif en dépit de l'existence de proches. Toutefois, les données de l'enquête ne permettaient pas, à l'intérieur de ce quatrième type, de distinguer l'isolement « choisi », à l'initiative de la personne, de l'isolement « subi », consécutif à des ruptures initiées par les proches. Or, il est probable que l'isolement choisi et l'isolement subi n'ont pas les mêmes répercussions sur la santé

des individus (notamment du point de vue des risques de dépression).

Les plus isolés : des hommes âgés, solitaires, sans diplôme ni emploi

Les sans-domicile et les autres usagers des services d'aide qui ont des contacts hebdomadaires avec des proches qui ne résident pas avec eux sont plus souvent des femmes, sont plus jeunes, vivent un peu moins souvent seuls, ont moins souvent perdu leur mère ou leur père, et ont discuté avec un plus grand nombre d'amis au cours de la semaine précédant l'enquête (cf. tableau 2). Ceux qui ont des contacts mensuels avec leurs proches se distinguent aussi par leur jeunesse relative, vivent plus souvent avec un ou des enfant(s), et sont les moins nombreux à avoir déjà perdu l'un ou l'autre de leurs parents. À l'opposé, les enquêtés qui ont plus souvent perdu de vue certains de leurs proches ou qui n'ont aucun proche à contacter sont trois fois sur quatre des hommes, âgés de plus de 40 ans en moyenne, avec des parents fréquemment décédés. Les trois quarts vivent seuls, et ils ont discuté avec un faible nombre d'amis au cours de la semaine passée.

Parmi les sans-domicile et les autres usagers des services d'aide, l'isolement relationnel (qui peut être défini soit comme l'absence relative de contacts avec les proches, soit comme l'absence de proches à contacter) semble donc augmenter avec l'âge, et s'avère plus sensible pour les hommes que pour les femmes. Cette différence entre sexes avait déjà été soulignée lors de l'enquête de l'Ined et du CreDES réalisée auprès d'un échantillon de sans-abri durant l'hiver 1995 (Firdion *et al.*, 2001). Par ailleurs, la « solitude résidentielle » et l'isolement relationnel sont complémentaires : les enquêtés qui vivent seuls ont le moins de contacts avec des personnes ne résidant pas avec eux. Le fait de vivre avec un ou des enfant(s) semble particulièrement discriminant à cet égard, davantage que le fait de vivre avec des amis ou en couple.

Enfin, concernant les autres indicateurs utilisés pour caractériser les types de réseau relationnel, la proportion d'étrangers varie d'un type relationnel à l'autre, mais sans que l'on observe

5. L'enquête réalisée par l'Ined en 1998, auprès de jeunes sans domicile (16-24 ans), à Paris et dans la petite couronne, montre que la rupture avec les proches peut aussi survenir très tôt (Firdion *et al.*, 2001).

une augmentation régulière de cette proportion suivant la fréquence des contacts avec les proches (en particulier, les plus isolés ne sont pas plus souvent des étrangers). En revanche, on obtient bien une telle augmentation pour le niveau d'études et l'activité professionnelle : plus les contacts avec les proches sont récents, plus la proportion d'enquêtés occupant un emploi est élevée (6), et plus le fait de ne pas avoir dépassé le niveau des études primaires est rare. Il en va de même pour la déclaration de revenus du travail comme source principale de revenus et pour le recours aux travailleurs sociaux, plus rares parmi les enquêtés les plus

isolés (profils « perdus de vue » et « personne à contacter »).

L'ancienneté de la situation au regard du logement est également liée aux contacts avec les proches. Les enquêtés regroupés dans le type relationnel caractérisé par l'absence de proches à contacter déclarent deux fois plus souvent qu'ils n'ont pas de logement depuis deux ans ou plus, mais ils déclarent aussi plus fréquemment

6. Ce qui traduit sans doute, du moins en partie, le fait que les collègues de travail fournissent mécaniquement un vivier d'amis et de connaissances avec lesquels établir des contacts.

Tableau 2
Profil sociodémographique et sociale des types de contacts avec les proches

Derniers contacts avec les proches :	Semaine dernière (31,3 %)	Contacts mensuels (13,2 %)	Contacts plus rares (15,2 %)	Perdus de vue (30,3 %)	Personne à contacter (10,1 %)	Ensemble
Homme	59,8	64,7	66,9	74,6	78,3	67,9
Femme	40,2	35,3	33,1	25,4	21,7	32,1
Âge moyen (en années)	32,7	32,1	33,9	40,8	42,6	36,3
Nationalité étrangère	26,8	43,2	34,1	22,7	24,8	28,6
Niveau d'études primaire	10,1	16,4	17,6	27,6	46,1	21,0
Ancienneté de la situation de logement (2)						
Pas de logement depuis 1 à 6 mois	33,3	30,3	38,9	33,1	40,8	34,5
A un logement, ou pas depuis moins d'1 mois	34,8	37,1	34,8	31,9	20,0	32,7
Pas de logement depuis 6 mois à 2 ans	22,8	21,8	18,6	21,8	18,8	21,3
Pas de logement depuis 2 ans et plus	9,1	10,8	7,7	13,2	20,4	11,5
Occupe un emploi	34,4	31,3	26,5	20,9	21,4	27,4
Source principale de revenus						
Revenus du travail	28,3	27,5	26,4	17,9	23,3	24,3
Prestation sociale (3)	45,4	42,3	45,4	52,9	50,0	47,7
Autre	26,3	30,2	28,2	29,2	16,7	28,0
A rencontré un travailleur social au cours des 12 derniers mois	75,1	79,7	78,6	71,4	55,7	73,2
L'enquêté réside :						
Seul	61,5	59,4	72,2	73,5	76,2	68,0
Avec un (des) ami(s)	6,1	7,6	4,8	6,6	2,9	5,9
Avec un (des) enfant(s)	17,8	18,2	11,6	9,6	9,4	13,6
En couple sans enfant	7,1	5,6	4,8	6,2	5,6	6,1
En couple avec enfant(s)	7,5	9,2	6,6	4,1	5,9	6,4
Mère décédée ou inconnue	21,4	9,3	16,1	49,9	61,6	31,7
Père décédé ou inconnu	37,8	26,4	35,8	63,0	72,8	47,2
A des enfants qui ne vivent pas avec lui	25,6	32,3	36,5	54,1	27,3	36,5
Nombre d'amis avec qui la personne a discuté depuis une semaine	5,6	4,3	4,7	3,5	2,1	4,3
Se sent seul : rarement ou jamais	37,1	28,1	28,4	35,9	24,4	33,0

1. Pourcentages en colonne sauf pour la première ligne (en ligne), pour l'âge (exprimé en années) et pour le nombre d'amis.
2. Cette variable combine les réponses à deux questions : l'endroit où l'enquêté a dormi la veille et, si ce n'est pas « son » logement (c'est-à-dire un logement dont il est propriétaire, locataire, sous-locataire ou résident), depuis combien de temps il dort dans cet endroit.
3. RMI, allocation chômage, allocation de parent isolé, allocation adulte handicapé, minimum vieillesse, retraite, préretraite, allocation logement, allocations familiales, allocation d'insertion, pension d'invalidité.
Tous les croisements présentés dans ce tableau sont significatifs au seuil $p < 0,001$ (χ^2 ou t-test, selon les cas).

Source : enquête auprès des personnes fréquentant les services d'hébergement ou les distributions de repas chauds, 2001, Insee.

avoir un logement actuellement ou ne pas en avoir depuis moins d'un mois. Par ailleurs, cette relation est loin d'être mécanique. Ainsi, parmi les personnes dont les derniers contacts sociaux remontent à la semaine dernière, celles qui ont un logement ou n'en ont pas depuis moins d'un mois ne sont pas sur-représentées et, inversement, celles qui n'ont pas de logement depuis deux ans et plus ne sont pas sous-représentées. L'éloignement dans le temps du dernier contact n'est donc pas le simple reflet de l'ancienneté de la situation au regard du logement.

Une fois prises en compte l'ensemble des variables qui permettent de caractériser les types relationnels, il convient de remarquer que le dernier d'entre eux (*personne à contacter*) cumule des traits qui laissent présager de faibles chances de retour à une situation plus favorable : en effet, ces enquêtés sont plus âgés, moins diplômés, plus souvent sans emploi, sans logement depuis plus longtemps, vivent plus souvent seuls et ont moins d'amis avec lesquels ils discutent.

Types relationnels et « support social » (7)

De quelles aides bénéficient ou pourraient bénéficier les personnes interrogées, selon la densité de leur réseau relationnel ? Ceux qui ont des contacts hebdomadaires avec leur proches disent bénéficier d'un hébergement occasionnel chez des parents ou des amis deux fois plus souvent que ceux qui n'ont aucun proche à contacter (43,0 % *versus* 19,4 %), et déclarent aussi deux fois moins souvent qu'en cas de coup dur financier ils n'auraient aucun recours (38,8 % *versus* 75,9 %) (cf. tableau 3). Parmi ces enquêtés qui ont des contacts hebdomadaires, une majorité relative compterait surtout sur son père ou sa mère en cas de besoin d'argent, tandis que ceux dont les contacts sont moins fréquents s'adresseraient plus souvent en premier à des amis ou à des connaissances.

De même, le fait de ne se sentir seul que rarement ou jamais, qui peut être considéré comme un indicateur (certes assez fruste) du soutien affectif dont bénéficie éventuellement l'enquêté, est plus fréquent parmi ceux qui ont des contacts hebdomadaires que parmi ceux qui n'ont aucun proche à contacter. Toutefois, entre ces deux types relationnels extrêmes, la prévalence du sentiment de solitude ne varie pas de façon monotone selon la fréquence des contacts avec les proches. Cela s'explique sans doute par le fait que l'isolement relationnel tel qu'il est construit ici ne permet pas de distinguer les indi-

vidus selon qu'ils ont choisi ou subi leur isolement (les « isolés volontaires » auraient *a priori* moins tendance à se sentir seuls).

Des contacts plus fréquents avec les proches sont également associés à des emprunts d'argent contractés au cours des douze derniers mois auprès de membres de la famille, tandis que les emprunts à d'autres personnes (amis, collègues, connaissances) s'avèrent plus homogènes d'un type relationnel à l'autre. Par ailleurs, les aides financières ne se font pas à sens unique, même parmi les sans-domicile et les autres usagers des services d'aide (cf. tableau 3). En effet, environ un tiers de ceux qui ont des contacts hebdomadaires ou mensuels avec leurs proches, types relationnels correspondant à des emprunts contractés plus fréquents, ont réciproquement apporté une aide financière au cours de l'année passée à un proche qui ne réside pas avec eux (respectivement 30,6 % et 33,0 %, contre 15,7 % parmi ceux qui n'ont personne à contacter), reflétant, sans doute, le fait que la famille avec laquelle le sans-domicile a gardé des contacts se trouve souvent elle-même dans une situation précaire ainsi que Firdion *et al.* (2001) l'avaient déjà montrés.

Cette réciprocité permet d'introduire une nuance sur les bienfaits supposés des relations sociales : un réseau relationnel dense procure sans doute des ressources, mais il n'a pas que des avantages, il constitue aussi une source de contraintes et limite l'autonomie de l'individu (Burt, 1992 ; Portes, 1998). C'est aussi pour étayer cette remarque qu'a été ajoutée une variable qui ne se rapporte pas au « support social », mais à la victimisation. Un enquêté sur trois a été victime d'au moins une agression en 1999 ou 2000, et six fois sur dix la victime déclare connaître son dernier agresseur : d'où un enquêté sur cinq qui déclare avoir été agressé en 1999-2000, et connaître son dernier agresseur. Cette proportion s'avère en outre plus élevée parmi les enquêtés qui ont des contacts plus fréquents avec leurs proches. Evidemment l'agresseur, même connu, ne fait pas nécessairement partie des proches, et on ne peut donc pas conclure ici à l'existence d'une « victimisation de proximité ». Toutefois, ce résultat permet simplement de rappeler qu'au-delà de ses effets bénéfiques parfois magnifiés dans la littérature épidémiologique et sociologique, le réseau relationnel peut aussi devenir pour l'individu un espace de contraintes, de

7. Pour une étude plus détaillée du support social et des contacts familiaux et amicaux des personnes sans domicile, à partir des mêmes données, cf. Montrose (2004).

tensions, voire de violences. Par ailleurs, une analyse spécifique montre que cette relation entre fréquence des contacts et agressions par une personne connue est similaire pour les deux sexes (cf. Thoits, 1995, pour une revue de la littérature sur les effets négatifs potentiels des liens sociaux, en particulier concernant le bien-être psychologique).

L'isolement relationnel est associé à une moins bonne santé perçue (8)

Il s'agit maintenant de définir des indicateurs relatifs à l'état de santé, mais aussi aux comportements de santé, des sans-domicile et des autres usagers des services d'aide interrogés. Pour appréhender de façon générale le lien entre les relations sociales et l'état de santé des personnes interrogées, nous avons d'abord utilisé la question relative à la santé perçue : les enquêtés étaient invités à évaluer eux-mêmes leur état de santé au moment de l'interview, en se situant sur une échelle à six modalités : *très bon, bon, moyen, médiocre, mauvais, très mauvais*. La santé perçue est un indicateur de l'état de santé utilisé depuis une vingtaine d'années, et qui est devenu une référence dans la recherche en santé publique, notamment en raison de sa simplicité, puisqu'il se réduit à une seule question (cf. par exemple Idler et Benyamini, 1997 ; Bierman et

al., 1999 ; Heidrich *et al.*, 2002 ; Franks *et al.*, 2003) (9). De précédentes études ont déjà montré que la santé perçue varie avec le capital social (mesuré par l'activité associative et la confiance à l'égard d'autrui) et la densité du réseau relationnel (Lindström, 2004 ; Zunzunegui *et al.*, 2004).

Dans la mesure où les types relationnels présentés précédemment correspondent à des profils sociodémographiques contrastés, il importe d'étudier la relation entre santé perçue et fréquence des contacts avec les proches « toutes choses égales par ailleurs ». C'est d'autant plus nécessaire que plusieurs études suggèrent que la santé perçue dépend de diverses caractéristiques sociodémographiques (âge, sexe, niveau d'études, etc.) (Idler et Benyamini, 1997 ; Franks *et al.*, 2003 ; Kelleher *et al.*, 2003), et au-delà des spécificités culturelles des individus (Krause et Jay, 1994 ; Maderbacka *et al.*, 1999).

Toutes choses égales par ailleurs, c'est-à-dire une fois contrôlés les effets des caractéristiques

8. Pour le cas particulier de la relation entre santé perçue et séparation avec un enfant de 4 à 15 ans, cf. encadré 2.

9. Par ailleurs, cet indicateur est bien corrélé avec les santé physique et mentale, et soutient avantageusement la comparaison avec d'autres indicateurs subjectifs de l'état de santé, tout en se distinguant par sa robustesse (Idler et Kasl, 1991 ; Lundberg et Manderbacka, 1996).

Tableau 3
Support social et types de contacts avec les proches

Fréquence des contacts avec les proches :	En % (1)					
	Chaque semaine (31,3 %)	Contacts mensuels (13,2 %)	Contacts plus rares (15,2 %)	Perdus de vue (30,3 %)	Personne à contacter (10,1 %)	Ensemble
Hébergement occasionnel chez des parents, des amis	43,0	37,2	29,3	24,9	19,4	32,3
En cas de coup dur, si besoin d'argent, premier recours (2) :						
- aucun recours	38,8	52,4	59,0	67,4	75,9	56,1
- père ou mère	24,7	10,9	6,6	1,9	6,0	11,4
- autres membres de la famille	16,8	14,1	11,7	6,9	5,5	11,5
- amis, connaissances	16,2	18,6	19,5	17,4	6,1	16,3
- autres personnes (éducateur, assistante sociale, etc.)	3,5	4,0	3,2	6,4	6,5	4,7
Habituellement, se sent seul :						
- rarement ou jamais	37,1	28,1	28,4	35,9	24,4	33,0
Lors des 12 derniers mois :						
- aide financière à un proche (3)	30,6	33,0	28,8	20,3	15,7	25,9
- emprunt à la famille	14,3	8,9	9,4	3,4	2,8	8,4
- emprunt à des amis, collègues, connaissances	12,9	19,3	12,1	11,8	11,0	13,1
Part de la population étudiée	31,3	13,2	15,2	30,3	10,1	100

1. En colonne sauf pour la première ligne.
2. En dehors des personnes résidant avec l'enquêté.
3. Membre de la famille, ami ou connaissance ne vivant pas avec l'enquêté.

Lecture : tous les croisements présentés dans ce tableau sont significatifs au seuil $p < 0,001$ (χ^2 ou t-test, selon les cas).
Source : enquête auprès des personnes fréquentant les services d'hébergement ou les distributions de repas chauds, 2001, Insee.

sociodémographiques et du nombre de maladies chroniques, les relations avec les proches ne distinguent pas les enquêtés selon qu'ils estiment leur santé très bonne, bonne ou moyenne (cf. tableau 4 et encadré 1). En revanche, lorsque l'on compare les deux extrêmes (bonne ou très bonne santé *versus* santé médiocre, mauvaise ou très mauvaise), il apparaît que les enquêtés qui ont plus souvent perdu de vue des proches, et ceux qui n'ont pas ou plus de proches à contacter, ont significativement moins de chances de se juger

en bonne ou en très bonne santé (*odds ratios* égaux à 0,54 et 0,56 respectivement). Parmi les sans-domicile et les autres usagers des services d'aide, l'isolement relationnel est donc bien associé à une mauvaise santé perçue.

S'agissant des autres variables significatives dans les modèles, il faut se méfier de toute interprétation causale hâtive : l'emploi peut être associé à une meilleure santé perçue parce qu'il contribue à l'estime de soi mais, inversement,

Tableau 4
Déterminants de la santé perçue

État de santé perçu : très bon, bon <i>versus</i> ...	Odds ratios	
	... moyen	... médiocre, mauvais, très mauvais
Sexe		
- Homme (Réf.)	1	1
- Femme	0,80*	1,07 n.s.
Âge		
- 17 à 25 ans (Réf.)	1	1
- 26 à 35 ans	1,14 n.s.	0,77 n.s.
- 36 à 45 ans	0,96 n.s.	1,36 n.s.
- 46 ans et plus	1,03 n.s.	1,09 n.s.
Nationalité :		
- Française (Réf.)	1	1
- Étrangère	1,06 n.s.	0,87 n.s.
Niveau d'études :		
- Secondaire, supérieur (Réf.)	1	1
- Primaire	1,23*	0,84 n.s.
Situation professionnelle :		
- Sans emploi (Réf.)	1	1
- Occupe un emploi	1,15 n.s.	1,98***
Source principale de revenus (1) :		
- Revenus du travail	0,93 n.s.	1,08 n.s.
- Prestation sociale	0,82*	0,78*
- Autre (Réf.)	1	1
Ancienneté de la situation de logement :		
- A un logement, ou pas depuis moins d'un mois (Réf.)	1	1
- Pas de logement depuis 1 à 6 mois	1,06 n.s.	1,51**
- Pas de logement depuis 6 mois à 2 ans	0,90	1,16 n.s.
- Pas de logement depuis 2 ans et plus	0,79	0,93 n.s.
Contact avec un travailleur social :		
- Aucun (lors des 12 derniers mois) (Réf.)	1	1
- Un ou plus lors des 12 derniers mois	0,96 n.s.	0,50***
Nombre de maladies chroniques ou graves dont l'enquêté est atteint	0,62***	0,53***
Type relationnel :		
- Contacts hebdomadaires (Réf.)	1	1
- Contacts mensuels	0,93 n.s.	1,29 n.s.
- Contacts plus rares	1,04 n.s.	0,79 n.s.
- Perdu de vue	0,85 n.s.	0,54***
- Personne à contacter	0,86 n.s.	0,56**

(1) Revenu perçu par la personne (ou par son conjoint, ami, enfant).

Lecture : ***, **, * , n.s. : respectivement significatif à $p < 0,001$, $p < 0,01$, $p < 0,05$, non significatif. Les odds ratios sont issus d'une régression logistique multinomiale. Toutes choses égales par ailleurs (c'est-à-dire une fois contrôlés les effets estimés pour les autres variables introduites dans le modèle), une femme à 0,8 fois plus de chances qu'un homme (autrement dit 1,25 moins de chances) de juger son état de santé très bon ou bon plutôt que moyen. En bref, toutes choses égales par ailleurs, une femme a plus de chances qu'un homme de juger sa santé moyenne plutôt que bonne ou très bonne.

Source : enquête auprès des personnes fréquentant les services d'hébergement ou les distributions de repas chauds, 2001, Insee.

une personne peut ne pas travailler parce qu'elle n'est pas en bonne santé (cf. tableau 4). De même, les contacts avec les travailleurs sociaux ne nuisent pas à la santé : à l'inverse, les enquêtes qui se jugent en bonne santé recourent moins souvent aux travailleurs sociaux.

Par ailleurs, dans le second modèle, on observe un effet non monotone de l'ancienneté dans la situation de logement : la santé perçue est meilleure parmi ceux qui n'ont pas de logement depuis 1 à 6 mois. Il serait donc possible que l'impact de cette situation varie dans le temps. Par exemple, le début de la trajectoire de précarité, lorsque l'individu qui a recours au service d'aide a encore un logement ou l'a perdu depuis moins d'un mois, pourrait s'avérer particulièrement traumatisant, notamment en terme d'estime de soi. Cet impact pourrait ensuite s'atténuer, avant que la précarité ne nuise à la santé perçue dans le long terme. Néanmoins, la variable utilisée ici pour mesurer l'ancienneté de la situation au regard du logement ne distingue pas les individus selon qu'ils vivent dans la rue ou sont pris en charge dans des centres d'hébergement.

L'absence de contacts pourrait favoriser les états dépressifs perçus chez les malades (10)

Comme on ne dispose pas d'un diagnostic clinique ou d'un score mesuré sur une échelle de dépression, le fait de déclarer soi-même souffrir de dépression ou d'états dépressifs a été utilisé : en toute rigueur nous modéliserons donc

les états dépressifs perçus, et non la dépression (cf. encadré 1). Étant donné que les travaux antérieurs suggèrent que les amis et la famille peuvent contribuer à limiter les troubles psychologiques induits par des situations difficiles, et en particulier par la maladie grave ou chronique, il importe ici de tester la relation entre états dépressifs perçus et contacts avec les proches en distinguant les enquêtés selon qu'ils déclarent ou non souffrir d'une maladie grave ou chronique (autre que la dépression). Cela permettra de vérifier si l'effet bénéfique du réseau relationnel sur les états dépressifs est seulement significatif pour les personnes malades. Par ailleurs, dans la mesure où la littérature scientifique n'a pas, à notre connaissance, mis en évidence l'existence d'une relation de causalité dans l'autre sens (c'est-à-dire un effet de la dépression sur la fréquence des contacts avec les proches, si ce n'est que l'apparition d'une dépression tend à mobiliser les proches, ce qui ici n'est pas très intéressant), on laissera de côté la question de la possible endogénéité des types relationnels dans le modèle.

Au total, sur l'ensemble de l'échantillon, 63,8 % des enquêtés rapportent au moins une maladie grave ou chronique autre que la dépression, tandis que 23,5 % déclarent souffrir de dépression ou d'états dépressifs fréquents, ces deux phénomènes étant intimement liés : ces états dépressifs sont rapportés par seulement 6,9 % de ceux qui ne déclarent pas d'autre maladie, contre

10. Pour le cas particulier de la relation entre santé perçue et séparation avec un enfant de 4 à 15 ans, cf. encadré 2.

Encadré 2

LES PARENTS SÉPARÉS DE LEURS ENFANTS

Dans certains cas, la séparation entre une personne sans domicile et son enfant est une conséquence directe du recours aux services d'aide gratuits. En effet, dans les centres d'hébergement, une femme ne peut vivre avec son enfant si celui est âgé de plus de 3 ans, car celui-ci est alors pris en charge dans une institution spécifique. Au total, dans l'échantillon étudié ici, 477 hommes et 229 femmes déclarent avoir au moins un enfant, âgé de plus de 3 ans mais de moins de 16 ans, qui ne vit pas avec eux. Parmi ces enquêtés, la plupart ont entre 26 et 45 ans (79 %), avec une sur-représentation très significative d'étrangers (36 %) et de personnes qui ont dormi la veille dans un centre d'hébergement (46 %). Afin de prendre en compte l'impact éventuel d'une telle séparation sur la santé

perçue, les modèles ont été réestimés en ajoutant une indicatrice repérant les enquêtés ayant au moins un enfant âgés de 4 à 15 ans qui ne vit pas avec eux, en testant des modèles distincts pour les deux sexes afin de détecter une éventuelle interaction. S'agissant de la santé perçue, l'effet estimé est le même pour les hommes et les femmes : la séparation avec un enfant âgé de 4 à 15 ans est significativement associée à un plus grand risque de juger son état de santé moyen, médiocre, mauvais ou très mauvais, plutôt que bon ou très bon. Ensuite, parmi les enquêtés qui souffrent d'une maladie chronique ou grave, la séparation d'un enfant âgé de 3 à 15 ans s'avère un facteur significativement associé aux états dépressifs perçus, parmi les hommes, mais plus encore parmi les femmes.

33,0 % de ceux qui en déclarent au moins une autre.

Les deux modèles estimés, qui reprennent les indicateurs sociodémographiques précédemment présentés, donnent des résultats très contrastés (cf. tableau 5). Conformément aux résultats obtenus sur des populations moins spécifiques, parmi les sans-domicile et les autres usagers des services d'aide qui souffrent d'une maladie chronique ou grave, la rareté ou

l'absence relative de contacts avec les proches s'avèrent significativement associés aux états dépressifs perçus : relativement à ceux qui ont des contacts hebdomadaires avec leurs proches, ceux dont les contacts sont rares ont un risque de déclarer un état dépressif 1,43 fois plus élevé, ce rapport des risques relatifs s'élevant à 1,79 pour ceux qui ont plus souvent perdu de vue des proches. En revanche, l'*odds ratio* estimé pour ceux qui n'ont aucun proche à contacter n'est pas significatif ($p = 0,548$).

Tableau 5
Déterminants d'un état dépressif perçu, en présence ou en l'absence d'une autre maladie grave ou chronique déclarée

	Odds ratio	
	Pas d'autre maladie grave ou chronique	Au moins une autre maladie grave ou chronique
Sexe		
- Homme (Réf.)	1	1
- Femme	0,94 n.s.	1,61***
Âge		
- 17 à 25 ans (Réf.)	1	1
- 26 à 35 ans	1,55 n.s.	1,52**
- 36 à 45 ans	0,83*	1,26 n.s.
- 46 ans et plus	3,28***	0,80 n.s.
Nationalité :		
- Française (Réf.)	1	1
- Étrangère	0,33***	0,70**s
Niveau d'études :		
- Secondaire, supérieur (Réf.)	1	1
- Primaire	0,62 n.s.	0,96 n.s.
Situation professionnelle :		
- Sans emploi (Réf.)	1	1
- Occupe un emploi	1,33 n.s.	0,65***
Source principale de revenus :		
- Revenus du travail	1,88 n.s.	0,99 n.s.
- Prestation sociale	1,33 n.s.	1,25*
- Autre (Réf.)	1	1
Ancienneté de la situation de logement :		
- A un logement, ou pas depuis moins d'un mois (Réf.)	1	1
- Pas de logement depuis 1 à 6 mois	0,77 n.s.	0,81*
- Pas de logement depuis 6 mois à 2 ans	0,45*	0,58**
- Pas de logement depuis 2 ans et plus	0,13**	0,69*
Contact avec un travailleur social :		
- Aucun (lors des 12 derniers mois) (Réf.)	1	1
- Un ou plus lors des 12 derniers mois	1,58 n.s.	1,81***
Nombre de maladies chroniques ou graves dont l'enquêté est atteint	0,62***	0,53***
Type relationnel :		
- Contacts hebdomadaires (Réf.)	1	1
- Contacts mensuels	1,06 n.s.	1,00 n.s.
- Contacts plus rares	1,35 n.s.	1,43**
- Perdu de vue	0,31**	1,79***
- Personne à contacter	0,19**	0,96 n.s.

Lecture : ***, **, *, n.s. : respectivement significatif à $p < 0,001$, $p < 0,01$, $p < 0,05$, non significatif. Les odds ratio sont issus d'une régression logistique dichotomique. Toutes choses égales par ailleurs (c'est-à-dire une fois contrôlés les effets estimés pour les autres variables introduites dans le modèle), parmi les personnes qui souffrent d'au moins une maladie grave ou chronique autre que la dépression, une femme a 1,61 fois plus de chances qu'un homme de se sentir dépressive.

Source : enquête auprès des personnes fréquentant les services d'hébergement ou les distributions de repas chauds, 2001, Insee.

Autrement dit, ce ne serait pas l'absence relative de contacts interpersonnels en tant que telle qui serait susceptible de favoriser la dépression chez les sans-domicile et les autres usagers des services d'aide atteints d'une maladie chronique ou grave, mais plus précisément la rareté ou l'absence des contacts malgré l'existence d'un entourage familial et/ou amical. Ce résultat pourrait renvoyer à une question d'estime de soi et de construction identitaire. En effet, dans une perspective interactionniste l'individu construit son identité personnelle et son estime de soi à partir du regard que les autres portent sur lui, et de ce que leurs comportements à son égard révèlent de l'estime et de l'affection qu'ils lui portent : de ce point de vue, la rupture avec les proches serait plus préjudiciable que leur disparition.

Par ailleurs, en présence d'une autre maladie chronique ou grave, les états dépressifs perçus sont plus fréquents pour les femmes, et plus rares pour ceux qui occupent un emploi. Toutefois ces résultats peuvent être diversement interprétés : les femmes sont-elles plus enclines à la dépression, ou plus enclines à la verbaliser, sachant que leur entourage comme les professionnels de santé peuvent aussi être plus enclins à diagnostiquer un problème psychologique chez une femme que chez un homme (Ehrenberg, 1998 ; Le Moigne, 1999) ? De même, concernant le résultat obtenu pour l'emploi, le fait de travailler pourrait procurer un soutien psychologique au malade, en particulier du point de vue de l'estime de soi, mais inversement, le fait qu'un malade continue à travailler peut simplement indiquer que la pathologie dont il souffre est peu handicapante, et donc moins susceptible d'engendrer un affect dépressif (11). Par ailleurs, le risque d'états dépressifs perçus est plus élevé parmi les 26-35 ans, peut-être parce que cette période correspond à une étape charnière du cycle de vie, pour l'installation professionnelle comme l'installation familiale (12).

Le modèle estimé sur le sous-échantillon des personnes qui ne rapportent pas de maladie chronique ou grave (autre que la dépression ou des états dépressifs fréquents) donne des résultats quelque peu différents. Les déclarations d'états dépressifs perçus augmentent ici avec l'âge. Surtout, relativement aux personnes interrogées qui ont des contacts hebdomadaires avec leurs proches, ce risque d'états dépressifs perçus est significativement plus faible parmi ceux qui ont plus souvent perdu de vue des proches, ou qui n'ont plus de proches à contacter (*odds ratios* estimés à 0,31 et 0,19 respectivement).

Ce résultat apparemment paradoxal est assez délicat à interpréter et on pourrait, par exemple, imaginer un biais d'endogénéité : la survenue de la dépression mobiliserait les proches et densifierait donc les contacts, de sorte que la dépression influencerait les contacts avec les proches, et non l'inverse. Sans aller jusqu'à conclure que les contacts avec les proches peuvent engendrer des problèmes dépressifs, remarquons que l'indicateur retenu pour caractériser le réseau relationnel mesure la fréquence des contacts, et non leur qualité (13). En écho à ces résultats, outre-atlantique, une enquête centrée sur les familles afro-américaines à bas revenus a déjà mis en évidence l'existence de réseaux relationnels « dysfonctionnels », qui suscitent des difficultés psychologiques au lieu de contribuer à les résorber (Lindblad-Goldberg et Dukes, 1985). Enfin, dans les deux modèles les états dépressifs perçus sont plus rares parmi les enquêtés de nationalité étrangère, et plus fréquents parmi les usagers des services d'aide qui ont encore un logement, ou qui n'en ont plus depuis moins d'un mois. Il est possible que les étrangers aient mal compris la question ou qu'ils soient issus de cultures dans lesquelles la dépression n'a pas acquis le même statut que dans nos sociétés occidentales, de sorte qu'ils seraient moins enclins à la nommer ou à consulter un médecin pour des troubles susceptibles d'aboutir à un diagnostic de dépression. Quant à l'ancienneté de la situation de logement, il est possible que le début de la trajectoire de précarité soit particulièrement propice aux affects dépressifs.

La rareté des contacts interpersonnels pourrait limiter le recours aux soins dentaires

Les résultats précédemment exposés suggèrent donc que le réseau relationnel pourrait contribuer à améliorer ou à maintenir la santé physique ou psychologique de l'individu en situation de grande précarité. Comment cela se passe-t-il ? Nous avons vu que les enquêtés qui avaient des contacts fréquents avec leurs proches bénéficiaient plus souvent d'un soutien matériel (hébergement, aide financière), et on peut aussi

11. Il faut aussi admettre que l'emploi et le non-emploi renvoient à des situations de précarité parfois très différentes, dont le modèle utilisé ici ne permet pas de saisir la spécificité.

12. Concernant « l'effet » des contacts avec les travailleurs sociaux, cf. *infra*.

13. Au moins une autre enquête, qui ne distinguait pas non plus les « bons » des « mauvais » rapports avec les proches, ne parvient pas à mettre en évidence une relation négative entre le support social et les problèmes psychologiques (Wong et Piliavin, 2001).

supposer qu'ils reçoivent un soutien affectif propre à limiter les risques de dépression en cas de maladie chronique ou grave. Toutefois, une autre piste complémentaire consiste à explorer les déterminants du recours aux soins. En effet,

Tableau 6
Déterminants du recours au dentiste au cours des 12 derniers mois

	Odds ratios
Sexe	
- Homme (Réf.)	1
- Femme	1,32***
Âge	
- 17 à 25 ans (Réf.)	1
- 26 à 35 ans	1,30**
- 36 à 45 ans	1,38**
- 46 ans et plus	0,94 n.s.
Nationalité :	
- Française (Réf.)	1
- Étrangère	1,15 n.s.
Niveau d'études :	
- Secondaire, supérieur (Réf.)	1
- Primaire	1,07 n.s.
Situation professionnelle :	
- Sans emploi (Réf.)	1
- Occupe un emploi	1,08 n.s.
Source principale de revenus # :	
- Revenus du travail	
- Prestation sociale	
- Autre (Réf.)	1
Ancienneté de la situation de logement :	
- À un logement, ou pas depuis moins d'un mois (Réf.)	1
- Pas de logement depuis 1 à 6 mois	1,19*
- Pas de logement depuis 6 mois à 2 ans	1,29*
- Pas de logement depuis 2 ans et plus	1,26*
Contact avec un travailleur social :	
- Aucun (lors des 12 derniers mois) (Réf.)	1
- Un ou plus lors des 12 derniers mois	0,99 n.s.
Couverture sociale :	
- Couvert (Réf.)	1
- Sans couverture sociale	0,35***
A souffert des dents au cours des 12 derniers mois :	
- Non (Réf.)	1
- Oui	3,89***
Type relationnel :	
- Contacts hebdomadaires (Réf.)	1
- Contacts mensuels	0,86 n.s.
- Contacts plus rares	0,64***
- Perdus de vue	0,72***
- Personne à contacter	0,51***

Lecture : ***, **, *, n.s. : respectivement significatif à $p < 0,001$, $p < 0,01$, $p < 0,05$, non significatif. Toutes choses égales par ailleurs (c'est-à-dire une fois contrôlés les effets estimés pour les autres variables introduites dans le modèle), une femme à 1,32 fois plus de chances qu'un homme d'avoir consulté un dentiste au cours des douze derniers mois.

Source : enquête auprès des personnes fréquentant les services d'hébergement ou les distributions de repas chauds, 2001, Insee.

de même que des travaux antérieurs ont observé des inégalités sociales au niveau de la prise en charge des problèmes de santé (Lombrail, 2000), on pourrait tout aussi bien envisager que le réseau relationnel facilite le recours aux soins : soit que les proches incitent l'enquêté à aller consulter, soit qu'ils l'aident concrètement dans ses démarches de soins (prise de rendez-vous, accompagnement, etc.) (14).

Cette hypothèse peut ici être explorée à partir du recours au dentiste. S'il est recommandé de consulter un dentiste au moins une fois par an, que l'on n'ait ou pas des problèmes dentaires, seuls six français sur dix s'acquittent de cette tâche (Guilbert *et al.*, 2002), et cette proportion tombe à 45,4 % dans notre échantillon, sachant que les problèmes bucco-dentaires sont pourtant très fréquents parmi les sans-abri, comme l'illustre l'enquête réalisée en 1998 par l'Ined (Firdion *et al.*, 2001) (15). Dans cette enquête, de nombreux jeunes sans domicile avaient des dents manquantes non remplacées, preuve d'un déficit de recours aux soins dentaires, sachant que ces problèmes étaient corrélés à l'absence de couverture maladie. Dans l'échantillon étudié ici, 54,7 % des personnes interrogées ont déclaré avoir souffert des dents durant les douze derniers mois, et parmi ces derniers seuls 60,0 % ont vu un dentiste dans l'année.

Une fois contrôlés les effets très significatifs des douleurs dentaires et de l'absence de couverture sociale (16), plusieurs variables conservent des effets significatifs dans ce modèle (cf. tableau 6). La propension à consulter est plus marquée pour les femmes, pour les individus sans logement depuis longtemps (peut-être plus fréquemment pris en charge dans des structures qui facilitent le recours aux soins), et elle culmine pour les catégories d'âge intermédiaires (26 à 45 ans), traduisant peut-être un moindre intérêt pour la santé qui serait commun aux plus jeunes et aux plus âgés (17). Enfin, concernant les types

14. Firdion *et al.* (1998) ont aussi montré que parmi les sans-abri le recours aux soins était souvent motivé par des symptômes aigus, ce qui suggère que lorsqu'il y a recours celui-ci serait plus tardif qu'en population générale.

15. L'écart réel entre la population générale et les sans abri est ici sous-estimé, car ce recours se raréfie avec l'âge, et la population des sans abri est justement nettement plus jeune que la population générale.

16. Ceux qui n'ont pas de carte d'assuré social à leur nom, ne sont pas sur la carte d'une autre personne, ne bénéficient pas de la couverture maladie universelle, ni d'une prise en charge à 100 % pour une maladie grave.

17. On rencontre fréquemment cette hypothèse en économie de la santé : les plus jeunes se préoccupent peu de leur capital santé, parce que les conséquences néfastes de leur mode de vie présent sont trop éloignées dans le temps, tandis que les plus âgés ne s'en préoccupent plus, parce que leur espérance de vie est trop faible pour que cette préoccupation soit « rentable ».

relationnels, les sans-domicile et les autres usagers des services d'aide qui se caractérisent par des contacts rares, des proches perdus de vue ou l'absence de proches à contacter s'avèrent moins enclins à consulter un dentiste que ceux

dont les contacts avec les proches sont hebdomadaires ou mensuels. La relation entre type relationnel et recours aux soins s'avère donc ici vérifiée pour le cas particulier des soins dentaires. □

BIBLIOGRAPHIE

- Berkman L.F., Leo-Summers L. et Horwitz R. (1992)**, « Emotional Support and Survival Following Myocardial Infarction: a Prospective Population-Based Study of the Elderly », *Annals of Internal Medicine*, vol. 117, n° 12, pp. 1003-1009.
- Berkman L.F., Glass T., Brissette I. et Seeman T.E. (2000)**, « From Social Integration to Health: Durkheim in the New Millennium », *Social Science & Medicine*, vol. 51, n° 6, pp. 843-857.
- Berkman L.F. et Glass T. (2000)**, « Social Integration, Social Networks, Social Support and Health », in *Social Epidemiology*, Berkman L.F. et Kawachi I. éditeurs, Oxford University Press, pp. 137-173.
- Bierman A.S., Bubolz T.A., Fisher E.S. et Wasson J.H. (1999)**, « How Well Does a Single Question About Health Predict the Financial Health of Medicare Managed Care Plans? », *Effective Clinical Practice*, vol. 2, n° 2, pp. 56-62.
- Bisschop I., Kriegsman D.M.W., Beekman A.T.F. et Deeg D.J.H. (2004)**, « Chronic Diseases and Depression: the Modifying Role of Psychosocial Resources », *Social Science & Medicine*, vol. 59, n° 4, pp. 721-733.
- Brousse C., de la Rochère B. et Massé E. (2002a)**, « Hébergement et distribution de repas chauds. Le cas des sans-domicile », *Insee Première*, n° 823.
- Brousse C., de la Rochère B. et Massé E. (2002b)**, « Hébergement et distribution de repas chauds. Qui sont les sans-domicile usagers de ces services ? », *Insee Première*, n° 824.
- Brunner E.J. (2000)**, « Toward a New Social Biology », in *Social Epidemiology*, Berkman L.F. et Kawachi I. éditeurs, Oxford University Press, pp. 306-331.
- Burt R.S. (1992)**, *Structural Holes: the Social Structure of Competition*, Cambridge, Harvard University Press.
- Caplan G. (1974)**, *Support Systems and Community Mental Health*, New York, Basic Books.
- Cassel J. (1976)**, « The Contribution of the Social Environment to Host Resistance », *American Journal of Epidemiology*, vol. 104, n° 2, pp. 107-123.
- Chesney M.A., Chambers D.B., Taylor J.M. et Johnson L.M. (2003)**, « Social Support, Distress, and Well-Being in Older Men Living with HIV Infection », *Journal of Acquired Immune Deficiency Syndrome*, vol. 33, Supplement 2, pp. S185-S193.
- Cobbs S. (1976)**, « Presidential Address-1976. Social Support as a Moderator of Life Stress », *Psychosomatic Medicine*, vol. 38, n° 5, pp. 300-314.
- Coleman J. (1990)**, *Foundations of Social Theory*, Cambridge, Harvard University Press.
- de la Rochère B. (2003)**, « La santé des sans-domicile usagers des services d'aide », *Insee Première*, n° 893.
- Ehrenberg A. (1998)**, *La fatigue d'être soi*, Odile Jacob, Paris.
- Fassin D. (2003)**, « Le capital social, de la sociologie à l'épidémiologie : analyse critique d'une migration transdisciplinaire », *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique*, n° 51, pp. 403-413.
- Firdion J.-M., Marpsat M., Amossé T., Doussin A. et Rochereau T. (2001)**, *Vie et santé des jeunes sans domicile ou en situation précaire, enquête Ined, Paris et petite couronne, 1998*, Credes, Biblio n° 1355, Paris.
- Firdion J.-M., Marpsat M., Lecomte T. et Mizrahi A. (1998)**, *Vie et santé des personnes sans domicile à Paris, enquête Ined, février-mars 1995*, Credes, Biblio n° 1222, Paris.
- Franks P., Gold M.R. et Fiscella K. (2003)**, « Sociodemographics, Self-Rated Health, and

- Mortality in the US », *Social Science & Medicine*, vol. 56, n° 12, pp. 2505-2514.
- Goldberg M., Melchior M., Leclerc A. et Lert F. (2003)**, « Epidémiologie et déterminants sociaux des inégalités de santé », *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique*, n° 51, pp. 381-401.
- Guilbert P., Baudier F. et Gautier A. (eds.) (2002)**, *Baromètre santé, 2000, résultats (volume 2)*, Editions du CFES, Vanves.
- Hawe P. et Shiell A. (2000)**, « Social Capital and Health Promotion: a Review », *Social Science & Medicine*, vol. 51, n° 6, pp. 871-885.
- Heidrich J., Liese A.D., Lowel H. et Keil U. (2002)**, « Self-Rated Health and its Relation to All-Cause and Cardiovascular Mortality in Southern Germany. Results from the MONICA Augsburg Cohort Study 1984-1995 », *Annals of Epidemiology*, vol. 12, n° 5, pp. 338-345.
- Herzlich C. (2003)**, « La santé et le social », *Revue d'Épidémiologie et de Santé Publique*, n° 51, pp. 377-380.
- House J., Landis K. et Umberson D. (1988)**, « Social Relationships and Health », *Science*, n° 241, pp. 540-544.
- Idler E.L. et Benyamini Y. (1997)**, « Self-Rated Health and Mortality: a Review of Twenty-Seven Community Studies », *Journal of Health and Social Behavior*, vol. 38, n° 1, pp. 21-37.
- Idler E.L. et Kasl S. (1991)**, « Health Perceptions and Survival: do Global Evaluations of Health Status Really Predict Mortality? », *Journal of Gerontology*, vol. 46, n° 2, pp. 55-65.
- Kaplan B.H., Cassel J. et Gore S. (1977)**, « Social Support and Health », *Medical Care*, vol. 15, n° 5, pp. 47-58.
- Kawachi I., Colditz G.A., Ascherio A., Rim E.B., Giovannucci E. et Stampfer M.J. (1996)**, « A Prospective Study of Social Networks in Relation to Total Mortality and Cardiovascular Disease in Men in the USA », *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 50, n° 3, pp. 245-251.
- Kelleher C.C., Friel S., Nic Gabhainn S. et Tay J.B. (2003)**, « Socio-demographic Predictors of Self-Rated Health in the Republic of Ireland: Findings from the National Survey on Lifestyle, Attitudes and Nutrition, SLAN », *Social Science & Medicine*, vol. 57, n° 3, pp. 477-486.
- Krause N.M. et Jay G.M. (1994)**, « What Do Global Self-Rated Health Items Measure? », *Medical Care*, vol. 32, n° 9, pp. 930-942.
- Le Moigne P. (1999)**, « Anxiolytiques, hypnotiques : les facteurs sociaux de la consommation », *documents du GDR « Psychotropes, politique et société »*, Paris, n° 1.
- Lin N. et Ensel W. (1989)**, « Life Stress and Health: Stressors and Resources », *American Sociological Review*, vol. 54, n° 3, pp. 382-399.
- Lindblad-Goldberg M. et Dukes J.L. (1985)**, « Social Support in Black, Low-Income Families: Normative and Dysfunctional Patterns », *American Journal of Orthopsychiatry*, vol. 55, n° 1, pp. 42-58.
- Lindström M. (2004)**, « Social Capital, the Miniaturisation of Community and Self-Reported Global and Psychological Health », *Social Science & Medicine*, vol. 59, n° 3, pp. 595-607.
- Lombrail P. (2000)**, « L'accès aux soins », in *Les inégalités sociales de santé*, Leclerc A., Fassin D., Grandjean H., Kaminski M. et Lang T. éditeurs, La Découverte, Paris, pp. 403-418.
- Lundberg O. et Manderbacka K. (1996)**, « Assessing Reliability of a Measure of Self-Rated Health », *Scandinavian Journal of Social Medicine*, vol. 24, n° 3, pp. 218-224.
- Manderbacka K., Lundberg O. et Martikainen P. (1999)**, « Do Risk Factors and Health Behaviours Contribute to Self-Ratings of Health? », *Social Science & Medicine*, vol. 48, n° 12, pp. 1713-1720.
- Montrose M. (2004)**, « Les contacts familiaux et amicaux des personnes sans domicile », *Études et Résultats*, Drees, n° 311.
- Ponthieux S. (2003)**, « Que faire du « social capital » ? », *document de travail*, n° F0306, Insee.
- Portes A. (1998)**, « Social Capital: its Origins and Applications in Modern Sociology », *Annual Review of Sociology*, vol. 24, pp. 1-24.
- Reichmann (1991)**, « Impact du chômage sur la santé mentale, premiers résultats d'une analyse de réseaux », *Sociétés Contemporaines*, n° 5, pp. 99-116.
- Seeman T.E. et Crimmins E. (2001)**, « Social Environment Effects on Health and Aging: Integrating Epidemiological and Demographic Approaches and Perspectives », *Annals of the New York Academy of Sciences*, n° 954, pp. 88-117.

Thoits P.A. (1995), « Stress, Coping, and Social Support Processes: Where are We? What Next? », *Journal of Health and Social Behavior*, vol. 36, numéro spécial, pp. 53-79.

Wheaton B. (1985), « Models for Stress-Buffering Functions of Coping Resources », *Journal of Health and Social Behavior*, vol. 26, n° 4, pp. 352-364.

Wong Y.-L.I. et Piliavin I. (2001), « Stressors, Resources, and Distress Among Homeless Persons: a Longitudinal Analysis », *Social Science & Medicine*, vol. 52, n° 7, pp. 1029-1042.

Zunzunegui M.V., Koné A., Johri M., Béland F., Wolfson C. et Bergman H. (2004), « Social Networks and Self-Rated Health in Two French-Speaking Canadian Community Dwelling Populations over 65 », *Social Science & Medicine*, vol. 58, n° 10, pp. 2069-2081.
