

Déterminants psychosociaux du renoncement aux soins pour raisons financières dans 5 zones urbaines sensibles de la région parisienne, 2001

Auteurs :

Fabienne Bazin, Isabelle Parizot, Pierre Chauvin

Affiliation :

Equipe Avenir "Déterminants sociaux de la santé et du recours aux soins"
INSERM U444 - 27 rue de Chaligny - 75012 Paris

Correspondance :

Pierre Chauvin, INSERM U444 - 27 rue de Chaligny - 75012 Paris

Tél. : 01 44 73 84 60

pierre.chauvin@u444.jussieu.fr

Résumé

Problématique – objectif : L'accès aux soins est garanti pour tous en France grâce à son système de sécurité sociale. Cependant, les enquêtes nationales sur la santé et la protection sociale du CREDES estiment qu'environ 1 personne interrogée sur 5 déclare avoir déjà renoncé à des soins pour raisons financières. Notre objectif était de montrer qu'au-delà des facteurs socio-économiques classiques, d'autres facteurs, de l'ordre des conditions de vie, des ruptures et intégrations sociales, des représentations de santé et des caractéristiques psychologiques, sont associés à un tel renoncement.

Méthode : L'enquête, réalisée en 2000, porte sur un échantillon aléatoire de 525 personnes vivant dans 5 zones urbaines sensibles de la région parisienne. Les associations entre renoncement aux soins pour raisons financières et des facteurs psychosociaux ont été étudiées par une régression logistique ajustée sur l'âge, le sexe, la taille du ménage, la présence de maladies chroniques, la couverture maladie, le niveau de revenu et l'occupation. L'adéquation du modèle a été réalisée à partir des résidus de Pearson et des résidus de la déviance. La validation du modèle s'est faite par bootstrap.

Résultats : Le renoncement aux soins pour raisons financières est plus fréquent chez les personnes ayant vécu des événements difficiles dans la jeunesse, des difficultés financières à l'âge adulte, des expériences d'abus sexuels, physique ou psychologique, les personnes n'acceptant pas la maladie, celles qui font de leur santé une forte priorité et enfin, plus le niveau d'estime de soi est bas plus les personnes déclarent un tel renoncement.

Introduction

Il est aujourd'hui établi que les circonstances sociales dans la vie affectent la santé des individus. Dans la plupart des pays industrialisés, de nombreuses études rapportent l'existence d'un lien entre la santé et la situation sociodémographique des individus (1-6). Malgré les progrès biomédicaux et technologiques continus au cours des 50 dernières années, ces inégalités sociales de santé persistent, voire se sont aggravées de façon relative à travers les groupes sociaux depuis les années 1990 (7-9). Pour réduire ces inégalités, il ne suffit pas de les décrire mais il paraît primordial de pouvoir les expliquer et de progresser dans la compréhension des mécanismes sous-jacents. Des études plus compréhensives restent rares. La plupart des travaux existant étudient essentiellement les caractéristiques sociodémographiques (âge, sexe, origine, revenu, occupation principale de la personne, milieu social, niveau d'études, taille et type du ménage, etc.)(10-13), et plus rarement des caractéristiques individuelles d'intégration et de ruptures sociales (support et capital sociaux, ruptures personnelles dans l'enfance ou à l'âge adulte) (14-19) ; alors qu'un nombre grandissant d'auteurs soulignent l'intérêt d'étudier de nouveaux déterminants (20-22). Au vue de certaines études sociologiques et psychologiques (18, 23), il paraît intéressant de prendre en compte aussi certaines caractéristiques que l'on nommera ici « psychologiques » (même si on est bien conscient qu'elles renvoient aussi à des processus sociaux) (24) comme par exemple l'estime de soi (25, 26). Enfin, plusieurs études sur les modèles de comportements de santé (27, 28) montrent comment les croyances, attentes et perceptions de santé sont, d'une part, socialement distribuées et, d'autre part déterminantes sur les comportements de santé et le recours aux soins. Les études réunissant ces différentes approches et la part relative de ces différents déterminants pour expliquer les comportements de santé

de recours aux soins restent assez rares en population générale (21, 29) et singulièrement inexistantes en France.

L'ensemble de ces travaux répond, de la part des chercheurs en épidémiologie sociale et en sociologie de la santé, au souci de démontrer et de mettre l'accent sur les déterminants sociaux de la santé. Les résultats accumulés dans ces domaines démontrent que, contrairement à une perspective biomédicale de la santé - largement partagée par les professionnels de santé et les décideurs politiques en Amérique du Nord comme en Europe (30) -, les inégalités sociales de santé ne se réduisent pas spontanément grâce au progrès médical et à l'augmentation quantitative et qualitative de l'offre de soins, y compris dans les pays européens où l'assurance santé universelle permet théoriquement un accès équitable de tous aux soins (31), ou plus exactement de diminuer très largement les obstacles financiers d'accès aux soins. En soi et pour lui-même, l'objectif d'équité poursuivi par les systèmes de santé européens – et la part croissante des dépenses publiques affectées à la santé (32) – méritent que l'étude des inégalités sociales d'accès aux soins soit poursuivie et approfondie. Même si elles apparaissent globalement plus faibles qu'aux Etats-Unis (33), ces inégalités d'accès et de recours aux soins sont probablement à l'origine d'une part non négligeable des inégalités de santé constatées, et/ou les entretiennent et les accentuent. Enfin, si le recours aux soins est considéré comme un comportement de santé, on peut faire l'hypothèse que les déterminants du recours (ou du renoncement) aux soins sont aussi à rechercher parmi les caractéristiques individuelles citées plus haut, au-delà de la question des ressources financières disponibles.

Ainsi, en France, où l'accès aux soins médicaux et chirurgicaux est financièrement possible pour tous (34), on observe des inégalités sociales de santé parmi les plus

élevées d'Europe occidentale, pour la quasi-totalité des causes de mortalité (9, 35, 36) et, dans le même temps, les enquêtes annuelles représentatives sur la consommation de soins montrent qu'une part non négligeable de la population déclare « renoncer à des soins pour raisons financières ». En 2002, 16,5 % des personnes interrogées déclarent avoir renoncé au moins une fois au cours de leur vie à des soins pour raisons financières et plus de 11% au cours de l'année précédant l'enquête. Ces proportions sont significativement différentes selon l'âge, le sexe, la taille et le type du ménage, mais aussi selon le niveau de revenu, le niveau d'études, le milieu social, le statut d'occupation et la couverture sociale (37, 38). Malgré une amélioration depuis la mise en place de l'universalisation progressive de l'assurance maladie de base, ces proportions restent importantes et montrent que les obstacles financiers ne sont pas totalement maîtrisés par le système obligatoire et public d'assurance maladie français (c'est le cas, notamment, des soins dentaires). Il peut aussi suggérer que d'autres obstacles que proprement financiers sont en jeu derrière cette déclaration (et cette perception) de renoncement aux soins pour raisons financières ; ceux-là même que nous avons cités plus haut.

Notre objectif était de rechercher dans des zones urbaines sensibles de la région parisienne quelles caractéristiques individuelles étaient associées avec le fait de déclarer ou non avoir déjà renoncé à des soins pour raisons financières, en étudiant simultanément le statut sociodémographique, les conditions de vie des personnes comme cela est fait usuellement mais aussi leur intégration sociale, leurs croyances, attentes et représentations de santé et certaines caractéristiques psychologiques.

Matériels et méthodes

L'enquête a été réalisée dans 5 zones urbaines sensibles (ZUS) de la région parisienne. L'échantillon concernait 600 personnes, majeur et francophone, représentatives de la population d'étude. Il a été constitué par tirage aléatoire de 120 ménages dans chacune des cinq ZUS étudiées. Le nombre de personnes à interroger par îlot (unité géographique de l'INSEE) a été calculé proportionnellement au rapport du nombre d'habitants de l'îlot sur la population totale de la ZUS (au recensement de 1999).

Le questionnaire a été administré en face à face au domicile de la personnes interrogée. Le questionnaire était constitué de questions factuelles et subjectives.

Les variables sociodémographiques incluses étaient l'âge, le sexe, la taille et la structure du ménage, le niveau d'éducation, la situation professionnelle -repartie en 4 classes, bas (ouvriers et employés non qualifiés), moyen (employés qualifiés et professions intermédiaires), haut (cadre, profession intellectuelle et chef d'entreprise) et ceux qui ne travaille pas -le revenu par unité de consommation (39), et l'occupation principale de la personne répartie en 4 classes (actif occupé, chômeur indemnisé, chômeur non indemnisé et inactif). Nous avons également inclus deux variables de perception de sa situation financière (actuelle et depuis l'âge de 18 ans).

Nous avons pris en compte l'historique de couverture maladie de la personne ainsi que son état de santé de la personne, en identifiant celles ayant déclarées au moins une maladie chronique parmi une liste de 33 maladies (40).

Les variables d'intégration sociale incluses étaient l'appartenance à une association ou un groupe religieux et le sentiment d'isolement –échelle de 1 (se sent seul) à 10 (se sent entouré) dichotomisée en deux (1 à 4 : se sent plutôt seul ; 5 à 10 se sent moyennement

ou bien entouré)-. Les variables de ruptures sociales étaient l'expérience au cours de la vie de discrimination, d'abus physique, sexuel ou psychologique, le nombre de difficultés rencontrés dans l'enfance (cumul parmi les difficultés financières, les graves disputes des parents, les problèmes de justice d'ego ou d'un membre de la famille, l'alcoolisme dans la famille et les graves problèmes de relation avec des membres de la famille) et le nombre de difficultés rencontrés à l'âge adulte (cumul parmi les problèmes de justice et d'endettement, le placement d'un enfant en foyer, les problèmes d'alcool ou de drogue et les graves problèmes de couple)(41).

Les représentations de la santé des personnes ont été interrogées à partir de traductions de questions issues du « Health perceptions questionnaire »(42). Nous avons retenu : la résistance à la maladie (« je pense tomber malade plus facilement que les autres »), l'acceptation de la maladie (« je ne supporte pas d'être malade même si ce n'est pas grave ») et la priorité portée à sa santé (« la santé est une priorité dans ma vie »). Ces variables ont été dichotomisées en « oui » si la personne est tout à fait ou plutôt d'accord avec l'affirmation et en « non » si elle plutôt pas ou pas du tout d'accord avec l'affirmation.

Nous avons enfin étudié une variable psychologique : l'estime de soi. Pour cela, nous avons réalisé un score à partir de 5 questions issues de l'échelle Rosenberg(25) : « dans l'ensemble, je suis satisfait de moi », « je pense que j'ai de bonnes qualités », « je suis capable de faire les choses aussi bien que la plupart des gens », « parfois, je me sens réellement inutile » et « il n'y a pas grand chose en moi dont je puisse être fier ». Pour les 3 premières affirmations nous avons attribué 1 point si la personne est tout à fait d'accord avec l'affirmation, 2 points si elle est plutôt d'accord, 3 points si elle plutôt pas d'accord et 4 points si elle n'est pas du tout d'accord. Pour les 2 dernières affirmations

nous avons attribué les points en sens inverse. Le score a finalement été regroupé en 3 classes : estime de soi haute [5-6], moyenne [7-10] et basse [11-20].

Pour notre analyse, nous avons pris comme « outcome » la réponse « oui ou non » à la question « au cours de votre vie, avez-vous déjà renoncé à des soins pour raisons financières ? ». Cette question est régulièrement posée en France dans les enquêtes « santé, soins et protection sociale » du CREDES (Centre de Recherche d'Etude et de Documentation en Economie de la Santé).

L'objectif de notre analyse était de modéliser cet « outcome » par un modèle logistique (avec comme mesures d'associations les odds ratio (OR) et leur intervalle de confiance à 95%) avec sélection des variables ($p < 0,05$) de façon pas à pas descendante. Nous avons effectué dans un premier temps une analyse univariée du renoncement aux soins pour raisons financières en fonction des variables sociodémographiques, de l'état de santé et de l'historique de la couverture maladie (Chi-2 d'indépendance). Puis nous avons effectué 2 modélisations.

La première (M1) consistait à sélectionner quelles variables sociodémographiques (ajustées systématiquement sur l'âge, le sexe, l'historique de la couverture maladie et l'état de santé de la personne) étaient associées au renoncement aux soins pour raisons financières.

La seconde modélisation (M2) consistait à sélectionner les autres variables (perception de la situation financière, intégration et rupture sociales, représentation de santé et psychologique) qui après ajustement sur les variables sélectionnées lors de M1 étaient associés à un tel renoncement.

Nous avons estimé la proportion de variance expliquée par le second modèle en calculant le coefficient de détermination (R^2). Nous avons également calculé l'aire sous la courbe de ROC qui est un critère d'évaluation plus facilement interprétable. Afin de tester l'adéquation globale du modèle, nous avons réalisé un test du Chi-2 de Pearson(43). Nous avons identifié graphiquement les observations mal ajustées par le modèle en traçant pour chaque individu l'amélioration du Chi-2 de Pearson après soustraction de cet individu(43). Finalement, nous avons estimé la stabilité de notre modèle en étudiant 100 échantillons obtenus par bootstrap de notre échantillon initial(44). Sur chacun des échantillons obtenus nous avons effectué une modélisation similaire à M2, et nous avons calculé la fréquence d'apparition de chacune des variables sélectionnées lors des 100 modélisations.

Résultats

Notre population d'étude est composée de 44,2% d'hommes et de 55,8% de femmes. L'âge médian est de 34 ans ([18-24 ans]: 25,4%, [25-34]: 25,8%, [35-54]: 35,5% et [55-73]: 13,4%).

En ce qui concerne le niveau d'éducation, 4,4% n'ont jamais été à l'école, 10,3% n'ont pas été plus loin que la maternelle ou la primaire, 18,7% ont un niveau 1^{er} cycle (collège général ou technique), 31% ont un niveau 2^{ième} cycle (lycée général ou technique), 22,7% ont poursuivi des études supérieures et 12,9% étaient encore en cours d'étude lors de l'enquête.

Dans cette population, 51,3% ont un travail, 7,7% sont au chômage bénéficiant d'indemnités, 6,4% sont au chômage ne bénéficiant pas d'indemnité et 34,6% sont inactifs. Parmi les personnes travaillant, 47,6% ont une situation professionnelle basse,

41,9% moyenne et 10,5% haute. Le revenu moyen est de 624€ par unité de consommation (UC) -42% vivent en dessous du seuil de pauvreté (550€/UC)-.

Au niveau de la structure du ménage, 6,7% des personnes interrogées vivent seules, 29,7% vivent avec une ou deux personnes et 63,6% avec trois ou plus de trois personnes. Parmi les personnes ne vivant pas seuls, 42,2% sont en couple avec enfant(s), 19,3% sont en couple sans enfant, on trouve 4,8% de famille monoparentale, 24,3% vivent avec leurs parents et 9,4% sont dans d'autres situations.

La majorité des personnes interrogées (84,5%) ont toujours eu une couverture sociale (CS), on note que 12% avaient une CS au jour de l'enquête mais cela n'a pas été toujours le cas dans leur vie et 3,5% n'avaient pas de CS le jour de l'enquête. Enfin, 37,6% ont déclaré avoir au moins une maladie chronique et 14,2% avoir déjà renoncer à des soins pour raisons financières au cours de leurs vie.

D'après l'analyse univariée (tableau 1) on voit que les personnes n'ayant pas de CS au jour de l'enquête, celles qui déclare au moins une maladie chronique, les chômeurs indemnisés, et les personnes vivant sous le seuil de pauvreté semblent renoncer à des soins pour raisons financières plus fréquemment que les autres. On ne trouve pas de différence significative entre un tel renoncement et l'âge, le sexe, la taille et la structure du ménage, la situation professionnelle et le niveau d'éducation de la personne.

On trouve les mêmes résultats en analyse multivariée (tableau 2), en ajustant sur l'âge, le sexe la couverture maladie et l'état de santé de la personne, avec en plus une association avec la taille du ménage. Il semble que le renoncement aux soins pour raisons financières soit plus fréquemment déclaré dans les ménages de petite taille (2-3 personnes) versus les ménages d'une seule personne (OR=2,0 [1,1-3,9]), par les personnes vivant sous le seuil de pauvreté (OR_{≤500€/>500€}=2,6 [1,4-4,9]) et par les

chômeurs indemnisés versus les actifs occupés (OR=2,5 [1,1-5,7]). On peut noter que l'âge et le sexe ne sont pas significatifs. En revanche, les personnes déclarant au moins une maladie chronique semblent renoncer plus fréquemment que celles qui n'en ont pas (OR=2,6 [1,5-4,5]) ainsi que les personnes qui n'ont pas de couverture maladie versus celles qui en ont toujours eu une (OR=6,77 [2,0-23,2]).

Le tableau 3 présente le résultat de la modélisation du renoncement en fonction de variables de perception de sa situation financière, d'intégration et de rupture sociales, de représentations de santé et d'estime de soi ajustée sur les variables du modèle précédent (age, sexe, couverture maladie, état de santé de la personne, taille du ménage, niveau de revenu et occupation principale de la personne).

Au niveau des variables d'ajustements, seul le niveau de revenu est resté significatif (OR_{≤500€/>500€}=2,6 [1,2-5,4]). Pour les autres variables, on voit que le renoncement est plus fréquemment cité chez les personnes ayant des difficultés financières à l'âge adulte versus celles qui n'en ont jamais eu (OR =5,5 [1,4-20,8]), celles qui ont eu une expérience d'abus sexuels, physiques ou psychologiques (OR_{oui/non}=2,9 [1,4-5,8]), celles qui déclarent avoir une forte résistance à la maladie (OR_{fort/faible}=2,6 [1,3-5,1]) et celles pour qui la priorité portée à leur santé est forte (OR_{fort/faible}=2,7 [1,3-5,5]). On voit également un gradient entre le renoncement et d'une part le nombre de difficultés dans la jeunesse (OR_{1/0 difficulté}=5.3 [1.8-15.4], OR_{2-4/0}=7.6 [2.7-21.6], OR_{>4/0}=8.56 [2.4-30.8]), et d'autre part avec le niveau d'estime de soi (OR_{moyen/haut}=8.3 [1.4-47.6], OR_{faible/haut}=16.4 [2.8-96.2]).

Sur ce modèle le coefficient de détermination (R^2) vaut 0,23 et l'aire sous la courbe de ROC vaut 0,84 (très bonne discrimination). D'autre part, 73,4% de notre population d'étude est bien classé par le modèle. Le Chi-2 de Pearson est égal à 1.00 correspondant à une adéquation globale du modèle parfaite.

La figure 1 montre que très peu d'individus s'ajustent mal au modèle.

Enfin, sur les 100 échantillons « bootstrapés » nos 6 variables du modèle sont les 6 variables les plus fréquemment (avec une fréquence supérieure à 70%) sélectionnées lors des 100 modélisations.

Discussion

Notre étude a été menée en région parisienne dans 5 des 175 zones urbaines définies par la politique de la ville comme sensibles (12% de la population d'Ile-de-France). Nos résultats suggèrent que, lorsqu'on tient compte des caractéristiques sociodémographiques des personnes, de leur état de santé et de leur couverture maladie, le renoncement aux soins pour raisons financières déclarées semble être plus fréquent chez les personnes qui dans leur vie ont connu des moments difficiles au niveau financier, qui ont eu une expérience d'abus sexuel, physique ou psychologique, qui ont connu un cumul de difficultés dans leur jeunesse, qui ont exprimé une forte résistance à la maladie, une forte priorité portée à leur santé et une faible estime de soi.

Notre étude a deux principales limites. La première est liée à notre petite taille d'échantillon, ce qui peut poser parfois un problème de puissance statistique. Notons cependant qu'il est représentatif des 5 zones urbaines sensibles étudiées. La seconde limite est liée au fait que le modèle du renoncement explique une petite part de variance

($R^2=0,23$), tout de fois, c'est un résultat classique avec ce type de données (45, 46) et nos analyses complémentaires (Chi-2 de Pearson et bootstrap) ont montré que notre modèle est bien ajusté aux données et qu'il est robuste.

Dans notre population d'étude (comme dans l'ensemble de la population générale) le renoncement aux soins est associé au revenu par unité de consommation ($OR_{\text{revenu}<500\text{€}/>500\text{€}}=2.58[1.23-5.43]$). Mais on peut remarquer que les difficultés financières à l'âge adulte perçues semblent avoir un impact plus grand ($OR_{\text{difficultés financières /jamais}}=5.47[1.44-20.75]$). Notre étude révèle ainsi, qu'au-delà de la situation financière objective il est important de prendre en compte la façon dont les personnes perçoivent cette situation. Ceci est suggéré par la formulation même de la question du renoncement aux soins pour raisons financières qui mesure plus (et, peut-être, autre chose) qu'un « simple » obstacle financier, mais bien une frustration ressentie entre ce que les personnes souhaitent bénéficier en terme de soins médicaux et ce à quoi ils accèdent effectivement. Ainsi, à ressource financière similaire, certaines personnes vont considérer renoncer alors que d'autre non. Il est d'autant plus important de prendre en compte cela que ces écarts et ces ressentis sont probablement encore plus notables en population générale où la variabilité des revenus est plus grande que dans notre population d'étude, globalement défavorisée.

Notre étude observe des associations similaires à celles retrouvées dans la littérature, entre renoncement aux soins (attribué aux problèmes financiers par les enquêtés) et couverture maladie, taille du ménage, occupation, état de santé, âge, sexe et revenu (excepté pour l'âge et le sexe) (47). Mais en cherchant « les effets propres » de ces déterminants toute choses égale par ailleurs, nos résultats montre que, excepté pour le revenu, ces effets ne sont plus significatifs dans notre population d'étude, en présence

d'autres facteurs de l'ordre des ruptures sociales, psychologiques et de perceptions de la santé.

Notre analyse a révélée qu'une personne qui est concernée par sa santé a moins fréquemment déclaré renoncer à des soins pour raisons financières. Or l'idée – généralement admise a priori - que la santé est une valeur fondamentale largement partagée par tous n'est pas forcément vraie : ceci a déjà été décrit qualitativement et quantitativement chez les grands exclus (48, 49) et 20% de notre population ne partage pas cette priorité.

Les personnes ne supportant pas d'être malades « même quand ce n'est pas grave » ont plus fréquemment déclaré renoncer à des soins pour raisons financières que les autres. On peut penser que leur faible résistance à la maladie induit, chez ces personnes, des comportements de forte demande de soins, et par là les placent plus volontiers dans la situation de frustration, au sens que nous avons donné plus haut à l'outcome étudié, à niveaux de revenus et de couverture maladie égaux par ailleurs.

L'association observée entre renoncement et estime de soi peut s'interpréter de plusieurs façons. D'une part la perte d'estime de soi peut s'accompagner d'une diminution du souci de prendre soin de soi en général et, donc de mobiliser, en particulier, ses ressources (y compris financières) pour des soins médicaux. D'autre part, la perte d'estime de soi peut s'accompagner d'autres troubles cognitifs, d'apathie, voire d'une dégradation authentiquement morbide de la santé mentale (50), donc d'une augmentation du besoin ressenti de soins (comme pour les maladies chroniques en général). Enfin, l'association peut aussi être dans le sens opposé : le renoncement aux soins pour raisons financières peut constituer une étape signifiante (l'impossibilité de faire face à certains besoins fondamentaux) pour l'individu dans son processus de

précarisation, voire de désaffiliation sociale, qui entraîne une perte d'estime de soi (51, 52).

Nos résultats nous permettent de soulever trois hypothèses.

1) Le fait que l'association entre la couverture maladie et le renoncement à des soins pour raisons financières ne soit plus significative quand on prend en compte des variables psychosociales pourrait s'expliquer par l'existence de déterminants et processus sociaux commun à l'origine à la fois des inégalités de recours aux soins et des inégalité d'accès à la couverture maladie. Ces déterminants pourraient appartenir au même type de variables psychosociales incluses et sélectionnées dans notre modèle (expériences sociales, perceptions de santé et caractéristiques psychologiques).

2) En France, l'accès aux soins est théoriquement possible pour tous et c'est dans ce contexte que notre étude suggère que l'observation de disparités sociodémographiques dans le non recours aux soins est plus le résultat que la cause de ce non recours. Au vue de nos résultats on serait plus tenté par chercher les causes d'un non recours dans les expériences de vie des personnes (même si notre analyse ne permet pas de conclure en terme de causalité) (34, 53-55).

3) Du point de vue de la santé publique (et des politiques de santé), ces résultats ont montré que la Couverture maladie universelle et la réduction des obstacles financiers dans l'accès aux systèmes de soins est nécessaire mais pas suffisante pour permettre l'équité de notre système de santé.

Remerciements

Cette étude a été financée par le programme 'Avenir' de Institut National de la Santé et de la Recherche Médical et par une bourse de recherche Inserm-Conseil régional d'Ile-

de-France. Elle est basée sur une collecte de données statistiques financée par l'Observatoire National de la pauvreté et de l'exclusion sociale en 2001.

References

1. Black D, Morris JN, Smith C, Townsend P, Whitehead M. Inequalities in Health: The Black Report: The Health Divide. London, 1988.
2. Stevenson THC. The vital statistics of wealth and poverty (report of a paper to Royal Statistical Society). *Bmj* 1928;1:354.
3. Feldman JJ, Makuc DM, Kleinman JC, Cornoni-Huntley J. National trends in educational differentials in mortality. *Am J Epidemiol* 1989;129:919-33.
4. Pamuk ER. Social class inequality in mortality from 1921 to 1972 in England and Wales. *Popul Stud (Camb)* 1985;39:17-31.
5. Kaplan GA, Pamuk ER, Lynch JW, Cohen RD, Balfour JL. Inequality in income and mortality in the United States: analysis of mortality and potential pathways. *Bmj* 1996;312:999-1003.
6. Joubert M, Chauvin P, Facy F, Ringa V. Précarisation, risque et santé: INSERM, 2001.
7. Pappas G, Queen S, Hadden W, Fisher G. The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States, 1960 and 1986. *N Engl J Med* 1993;329:103-9.
8. Marmot MG, McDowall ME. Mortality decline and widening social inequalities. *Lancet* 1986;2:274-6.
9. Mackenbach JP, Kunst AE, Cavelaars AE, Groenhof F, Geurts JJ. Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in western Europe. The EU Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health. *Lancet* 1997;349:1655-9.
10. Houweling TA, Kunst AE, Mackenbach JP. World Health Report 2000: inequality index and socioeconomic inequalities in mortality. *Lancet* 2001;357:1671-2.
11. Bartley M, Owen C. Relation between socioeconomic status, employment, and health during economic change, 1973-93. *Bmj* 1996;313:445-9.
12. Dunn JR. Housing and inequalities in health: a study of socioeconomic dimensions of housing and self reported health from a survey of Vancouver residents. *J Epidemiol Community Health* 2002;56:671-81.
13. Krieger J, Higgins DL. Housing and health: time again for public health action. *Am J Public Health* 2002;92:758-68.
14. Berkman L, Glass T. Social networks as predictors of ischemic heart disease, cancer, stroke and hypertension: incidence, survival and mortality. In: Berkman

- L, Kawachi I, eds. *Social Epidemiology*. New York: Oxford University Press, 2000:137-173.
15. Vogt TM, Mullooly JP, Ernst D, Pope CR, Hollis JF. Social networks as predictors of ischemic heart disease, cancer, stroke and hypertension: incidence, survival and mortality. *J Clin Epidemiol* 1992;45:659-66.
 16. Franks P, Campbell TL, Shields CG. Social relationships and health: the relative roles of family functioning and social support. *Soc Sci Med* 1992;34:779-88.
 17. Balfour JL, Kaplan GA. Neighborhood environment and loss of physical function in older adults: evidence from the Alameda County Study. *Am J Epidemiol* 2002;155:507-15.
 18. Barrera M, Sandler I, Ramsey T. Preliminary development of a scale social support: studies on college students. *Am J Community Psychol* 1981;9:435-447.
 19. Marmot MG, Bosma H, Hemingway H, Brunner E, Stansfeld S. Contribution of job control and other risk factors to social variations in coronary heart disease incidence. *Lancet* 1997;350:235-9.
 20. Krieger N. Commentary: Society, biology and the logic of social epidemiology. *Int J Epidemiol* 2001;30:44-6.
 21. Marmot M, Ryff CD, Bumpass LL, Shipley M, Marks NF. Social inequalities in health: next questions and converging evidence. *Soc Sci Med* 1997;44:901-10.
 22. Macdonald K. Commentary: Social epidemiology. A way? *Int J Epidemiol* 2002;30:46-47.
 23. Castel R. De l'indigence à l'exclusion: la "désaffiliation". In: Donzelot J, ed. *Face à l'exclusion, le modèle français*. Paris: Esprit, 1991:137-168.
 24. Martikainen P, Bartley M, Lahelma E. Psychosocial determinants of health in social epidemiology. *Int J Epidemiol* 2002;31:1091-3.
 25. Rosenberg M. *Society and the Adolescent Self-Image*. New Jersey: Princeton University Press, 1965.
 26. Blascovich J, Tomaka J. Measures of self-esteem. In: Robinson JP, Shaver PR, Wrightsman LS, eds. *Measures of personality and social psychological attitudes*. Ann Arbor: Institute for Social Research, 1993:115-160.
 27. Janz NK, Becker MH. The Health Belief Model: a decade later. *Health Educ Q* 1984;11:1-47.
 28. Rosenstock IM, Strecher VJ, Becker MH. Social learning theory and the Health Belief Model. *Health Educ Q* 1988;15:175-83.
 29. Adler NE, Boyce WT, Chesney MA, Folkman S, Syme SL. Socioeconomic inequalities in health. No easy solution. *Jama* 1993;269:3140-5.
 30. Lomas J. Social capital and health: implications for public health and epidemiology. *Soc Sci Med* 1998;47:1181-8.
 31. *American Journal of Public Health* January 2003;93.
 32. OECD Health Data: CREDES, 2003.

33. Chauvin P. The aggravation of health inequalities in Europe demands new responses. In: Chauvin P, and The Europromed Working Group, eds. *Prevention and Health Promotion for the Excluded and the Destitute in Europe*. Amsterdam: IOS Press, 2002.
34. Rodwin VG. The health care system under French national health insurance: lessons for health reform in the United States. *Am J Public Health* 2003;93:31-7.
35. Kunst AE, Mackenbach JP. International variation in the size of mortality differences associated with occupational status. *Int J Epidemiol* 1994;23:742-50.
36. Marmot M, Bobak M. International comparators and poverty and health in Europe. *Bmj* 2000;321:1124-8.
37. Auvray L, Dumesnil S, Le Fur P, 2001:1-8. Renoncement à des soins pour motifs financiers. *Santé, soins et protection sociale en 2000: CREDES*, 2001:147-153.
38. Auvray L, Doussin A, Le Fur P. Le renoncement aux soins en 2002. *Santé, soins et protection sociale en 2002*. Paris: CREDES, 2003:147-153.
39. *Principles and Recommendations for Population and Housing Censuses, revision 1*. New York: United Nations, 1998.
40. Auvray L, Dumesnil S, Le Fur P. Les maladies et les troubles de santé déclarés en 2000. *Santé, soins, et protection sociale en 2000*. Paris: CREDES, 2001:49-86.
41. Menahem G, Bantman P, S. M. Evenements de la jeunesse, trajectoires de vie et troubles de l'existence à l'âge adulte. In: Bouchayer F, ed. *Trajectoires sociales et inégalités : Recherches sur les conditions de vie*. Ramonville Saint-Agne: érès, 1994:65-90.
42. Ware JE. The Health Perceptions Questionnaire. In: McDowell I, Newell C, eds. *Measuring Health*. Oxford: Oxford University press, 1976:219-225.
43. Hosmer D, Lemeshow S. *Applied logistic regression*. New York: Wiley Interscience, 1990.
44. Efron B, Tibshirani R. *An introduction to the bootstrap*. New York: Chapman and Hall, 1993.
45. Mechanic D. Correlates of physician utilization: why do major multivariate studies of physician utilization find trivial psychosocial and organization effects? *J Health Soc Behav* 1979;20:387-396.
46. Monge-Rojas R, Nunez HP, Garita C, Chen-Mok M. Psychosocial aspects of Costa Rican adolescents' eating and physical activity patterns. *J Adolesc Health* 2002;31:212-9.
47. Lynch JW, Smith GD, Kaplan GA, House JS. Income inequality and mortality: importance to health of individual income, psychosocial environment, or material conditions. *Bmj* 2000;320:1200-4.
48. Hassin J. Etat de santé et prise en charge des populations sans domicile fixe à Paris. In: Lebas J, Chauvin P, eds. *Précarité et santé*. Paris: Flammarion, 1998:107-118.

49. Power R, Hunter G. Developing a strategy for community-based health promotion targeting homeless populations. *Health Educ Res* 2001;16:593-602.
50. Schroevers MJ, Ranchor AV, Sanderman R. The role of social support and self-esteem in the presence and course of depressive symptoms: a comparison of cancer patients and individuals from the general population. *Soc Sci Med* 2003;57:375-85.
51. Bartley M. Unemployment and ill health: understanding the relationship. *J Epidemiol Community Health* 1994;48:333-7.
52. Siegrist J. Place, social exchange and health: proposed sociological framework. *Soc Sci Med* 2000;51:1283-93.
53. Wadsworth ME. Health inequalities in the life course perspective. *Soc Sci Med* 1997;44:859-69.
54. Aynsley-Green A, Barker M, Burr S, et al. Who is speaking for children and adolescents and for their health at the policy level? *Bmj* 2000;321:229-32.
55. Eisenman DP, Cunningham WE, Zierler S, Nakazono TT, Shapiro MF. Effect of violence on utilization of services and access to care in persons with HIV. *J Gen Intern Med* 2003;18:125-7.

Tableau 1 : Analyse univariée du renoncement aux soins pour raisons financières.

	Effectif	Taux de renoncement	p
Variables sociodémographiques			
Age			
18 à 24 ans	131	12,0	NS
25 à 34 ans	132	13,7	
35 à 54 ans	183	15,7	
55 ans et plus	69	15,5	
Sexe			
Homme	228	15,5	NS
Femme	287	12,7	
Occupation principale			
Actif occupé	265	12,6	0,02
Chômeur indemnisé	39	30,9	
Chômeur non indemnisé	33	15,3	
Inactif	178	12,7	
Situation professionnelle			
Bas	124	13,6	NS
Moyen	109	13,0	
Haut	27	9,2	
Niveau d'étude			
Jamais scolarisé	23	5,3	NS
Maternelle ou primaire	53	12,8	
1 ^{er} cycle (collège général ou technique)	96	16,3	
2 nd cycle (lycée général ou technique)	159	16,5	
Supérieur	117	13,4	
Etude en cours	66	12,0	
Revenu			
≤550 €	216	17,9	0,04
>550 €	299	11,6	
Taille du ménage			NS

1 personne	35	19,6	
2-3 personnes	153	16,6	
3 personnes et plus	328	12,6	
Type de ménage			
Personne seule	35	19,6	
Famille monoparentale	23	9,9	NS
Couple sans enfant	93	18,0	
Couple avec enfant(s)	203	11,8	
Autres	45	15,3	
Variable de couverture sociale (CS)			
Historique de la CS			
A toujours eu une CS	435	12,7	0,01
A une CS mais a déjà été sans	62	19,6	
N'a pas de CS	18	34,5	
Variable de santé			
Maladies chroniques			
Aucune	322	9,6	<0,001
Au moins 1	194	22,0	

Tableau 2 : Analyse multivariée du renoncement aux soins pour raisons financières en fonction des variables sociodémographiques.

	OR	IC 95%		p
Sexe				NS
Femme	1,00			
Homme	0,66	0,67	1,15	
Age				NS
18 à 24 ans	1,00			
25 à 34 ans	0,97	0,43	2,18	
35 à 54 ans	1,02	0,48	2,18	
55 ans et plus	0,85	0,33	2,18	
Avoir une maladie chronique				<10 ⁻³
Non	1,00			
Oui	2,62	1,52	4,53	
Couverture maladie (CS)				<10 ⁻²
A toujours eu une CS	1,00			
A une CS mais a déjà été sans	1,43	0,68	3,02	
N'a pas de CS	6,77	1,98	23,16	
Taille du ménage				0,04
>3	1,00			
2-3	2,07	1,10	3,91	
Vit seul	2,57	0,93	7,10	
Revenu				<10 ⁻²
> 550 €	1,00			
≤ 550 €	2,62	1,41	4,85	
Occupation				0,03
Actif occupé	1,00			
Chômeur (avec indemnités)	2,53	1,13	5,66	
Chômeur (sans indemnité)	0,38	0,10	1,38	
Inactif	0,81	0,41	1,61	

Tableau 3 : Analyse multivariée du renoncement aux soins pour raisons financières en fonctions des variables psychosociales ajustée sur les variables sociodémographiques.

	OR	IC95%		p
Sexe*				NS
Femme	1,00			
Homme	1,21	0,61	2,41	
Age*				NS
18 à 24 ans	1,00			
25 à 34 ans	1,06	0,41	2,73	
35 à 54 ans	0,97	0,39	2,40	
55 ans et plus	1,33	0,43	4,10	
Taille du ménage*				NS
>3	1,00			
2-3	1,60	0,78	3,31	
Vit seul	2,79	0,83	9,36	
Avoir une maladie chronique*				NS
Non	1,00			
Oui	1,84	0,95	3,56	
Couverture maladie (CS)*				NS
A toujours eu une CS	1,00			
A une CS mais a déjà été sans	1,13	0,47	2,73	
N'a pas de CS	3,52	0,90	13,80	
Revenu*				0,01
> 550 €	1,00			
≤ 550 €	2,58	1,23	5,43	
Occupation*				NS
Actif occupé	1,00			
Chômeur (avec indemnités)	1,80	0,71	4,53	
Chômeur (sans indemnité)	0,41	0,09	1,93	
Inactif	0,67	0,30	1,51	
Difficultés financières à l'âge adulte				0,01
Jamais	1,00			
Oui	5,47	1,44	20,75	
Expérience d'abus sexuel, physique ou psychologique				<10 ⁻²
Non	1,00			
Oui	2,86	1,40	5,84	
Nombre de difficultés dans la jeunesse				<10 ⁻²
0	1,00			
1	5,28	1,81	15,39	
2-4	7,62	2,69	21,57	
≥ 5	8,57	2,39	30,80	
Résistance à la maladie				<10 ⁻²
Faible	1,00			
Fort	2,62	1,33	5,14	
Priorité portée à sa santé				<10 ⁻²
Faible	1,00			
Forte	2,71	1,33	5,50	
Niveau d'estime de soi				<10 ⁻²
Fort	1,00			
Moyen	8,28	1,44	47,64	
Faible	16,44	2,81	96,24	

* variables d'ajustements

Figure 1 : Changement du Chi-2 de Pearson après suppression de l'observation i par la probabilité prédite p_i de l'outcome.

