

Études & Résultats

DIRECTION DE LA RECHERCHE, DES ÉTUDES, DE L'ÉVALUATION ET DES STATISTIQUES



RÉPUBLIQUE
FRANÇAISE

Liberté
Égalité
Fraternité



juillet
2021
numéro
1200

Renoncement aux soins : la faible densité médicale est un facteur aggravant pour les personnes pauvres

En 2017, 3,1 % des personnes de 16 ans ou plus vivant en France métropolitaine, soit 1,6 million de personnes, ont renoncé à des soins médicaux, d'après l'enquête Statistiques sur les ressources et conditions de vie (SRCV) de l'Insee. Une fois tenu compte des caractéristiques des personnes interrogées (âge, sexe, diplôme, situation sur le marché du travail...), les personnes pauvres en conditions de vie ont trois fois plus de risques de renoncer à des soins que les autres. En outre, dans une zone très sous-dotée en médecins généralistes, leur risque est plus de huit fois supérieur à celui du restant de la population.

Être couvert par une complémentaire santé préserve du renoncement aux soins. En particulier les bénéficiaires de la CMU-C renoncent cinq fois moins que les personnes sans complémentaire santé.

Les autres facteurs de risque sont le mauvais état de santé, en particulier le handicap, et l'isolement social. Néanmoins, alors qu'avec l'âge, la santé se dégrade, le renoncement, lui, décroît. De plus, les personnes en affection de longue durée (ALD) renoncent moins aux soins que les autres.

En France métropolitaine, en 2017, d'après l'enquête Statistiques sur les ressources et conditions de vie de l'Insee (SRCV) [encadré 1], 84 % des personnes de 16 ans ou plus vivant en ménage ordinaire déclarent avoir eu besoin de voir un médecin pour des examens ou des soins médicaux au cours des douze derniers mois. Parmi elles, 3,8 % indiquent avoir renoncé à au moins un soin (encadré 2). 3,1 % des personnes de 16 ans ou plus n'ont ainsi pas pu satisfaire un besoin de soin identifié, soit 1,6 million de personnes.

Parce qu'elles risquent de générer ou d'aggraver les inégalités de santé entre les groupes sociaux et les territoires, les difficultés d'accès aux soins représentent un enjeu central dans la stratégie nationale de santé. Ces difficultés sont généralement appréhendées par les pouvoirs publics soit du point de vue des insuffisances de l'offre de soins, c'est-à-dire le nombre et la répartition géographique des professionnels de santé au regard de la population, soit du point de vue de la demande, autrement dit des contraintes, principalement financières, propres à la situation des personnes. Or le fait de renoncer à des soins est souvent la conséquence de l'imbrication de multiples facteurs ; de ce fait, le motif principal déclaré n'est pas suffisant pour en déterminer les causes. Identifier d'éventuels effets cumulatifs permet de mieux cibler les

Aude Lapinte et Blandine Legendre (DREES)

Retrouvez toutes nos données sur data.drees.solidarites-sante.gouv.fr

populations auxquelles doivent être destinées les politiques de lutte contre les inégalités d'accès aux soins.

La pauvreté en conditions de vie multiplie par 3 le risque de renoncer à des soins

Les personnes ayant renoncé à au moins une consultation ou examen au cours de l'année écoulée ont un niveau de vie annuel médian inférieur de 2 000 euros à celui des patients qui ont consulté leur médecin chaque fois qu'ils en ont eu besoin. Elles sont deux fois plus nombreuses que les autres à vivre sous le seuil de pauvreté (tableau complémentaire A)¹ et trois fois plus souvent pauvres en conditions de vie (difficultés de logement, retards de paiement, restrictions de consommation...) [encadré 3].

Ces différences se maintiennent si l'on intègre dans l'analyse les autres caractéristiques des personnes en situation de précarité (encadré 4), notamment leur moins bon état de santé (Cambois, 2004). Ainsi, toutes choses égales par ailleurs², vivre sous le seuil de pauvreté monétaire multiplie par 1,6 le risque de renoncer à des soins, tandis qu'être pauvre en conditions de vie le multiplie par 3,2 (graphique 1 et tableau complémentaire B) [modèles A et B, voir encadré 4]. Ces effets d'ampleur différente s'expliquent car pauvreté monétaire et pauvreté en conditions de vie ne se recoupent que partiellement. Les conditions de vie dégradées, sans qu'elles se réduisent à des contraintes purement financières, semblent aller de pair avec des comportements spécifiques vis-à-vis du recours aux soins, non captés par les autres variables de contrôle.

Les personnes pauvres en conditions de vie ont jusqu'à 8 fois plus de risques de renoncer à des soins dans les zones très sous-dotées en médecins généralistes

Parmi les personnes qui ont renoncé à des soins, 6,9 % vivent dans une zone très sous-dotée en médecins généralistes (moins de 2 consultations accessibles par an et par habitant en moyenne) [encadré 5], contre 4,4 % de celles ayant consulté autant que nécessaire. Toutes choses égales par ailleurs, vivre dans une zone où les difficultés d'accès aux soins sont importantes multiplie le risque

ENCADRÉ 1

Source : l'enquête SRCV

L'enquête Statistiques sur les ressources et conditions de vie des ménages (SRCV) est une enquête annuelle de l'Insee, qui s'inscrit dans le dispositif communautaire EU-SILC (European union – Statistics on income and living conditions). Elle collecte des informations sur les revenus, l'éducation, le travail, le logement, les conditions matérielles d'existence et l'intégration sociale des individus. Les ménages sont interrogés neuf années consécutives et le questionnaire est administré en face à face par un enquêteur assisté d'un ordinateur. Chaque année, un module supplémentaire de questions explore une thématique spécifique, définie au niveau européen. La présente étude utilise l'enquête SRCV de 2017, dont le module supplémentaire porte sur la santé. Si la question du renoncement est posée tous les ans, celle relative au type de couverture complémentaire santé n'apparaît que dans le module santé. Environ 11 000 ménages, soit 20 500 individus ont répondu à l'enquête cette même année.

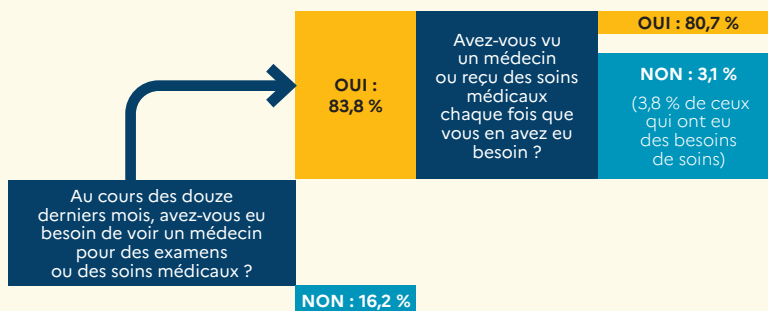
ENCADRÉ 2

Le renoncement aux soins, un phénomène difficile à mesurer

Le renoncement aux soins renvoie à un besoin de soins non satisfait (Després, et al., 2011a). Son importance dépend *a priori* de caractéristiques économiques, démographiques et sociales de la population étudiée (Després, et al., 2011b). Il s'agit d'une forme particulière de non-recours, car elle suppose l'identification préalable d'un besoin de soins. De ce fait, le renoncement aux soins est nécessairement subjectif : deux personnes peuvent présenter les mêmes symptômes, choisir (de façon délibérée ou contrainte) de ne pas se rendre chez le médecin et pourtant répondre de manière différente à une question sur le renoncement aux soins. Or il n'existe pas de mesure objective du renoncement aux soins qui ferait l'économie d'une appréciation subjective par la personne elle-même et le fait de déclarer avoir renoncé à des soins est lui-même réparti de manière inégalitaire dans la société. Qui plus est, la formulation de la question joue sensiblement sur la réponse apportée (Legal et Vicard, 2015).

Depuis 2015, l'enquête SRCV mesure le renoncement aux soins en deux temps¹. Tout d'abord, une question filtre vise à identifier si les enquêtés ont eu des besoins de soins au cours de l'année écoulée. Si c'est le cas, il leur est demandé s'ils se sont fait soigner autant de fois qu'ils en avaient besoin (Schéma). On considère alors que la personne a renoncé à des soins si elle répond négativement à cette deuxième question, c'est-à-dire si elle déclare des besoins de soins en partie non satisfaits. Une troisième question interroge alors les enquêtés sur la raison principale les ayant conduits à renoncer à des soins. Ceux-ci doivent renseigner un unique motif parmi les propositions suivantes : n'en a pas les moyens ; délai trop long pour un rendez-vous ou file d'attente trop importante ; n'a pas le temps en raison d'obligations professionnelles ou familiales ; médecin trop éloigné, difficultés de transport pour s'y rendre ; a redouté d'aller voir un médecin, de faire des examens ou de se faire soigner ; a préféré attendre de voir si les choses iraient mieux d'elles-mêmes ; ne connaissait pas de bon médecin ; autres raisons. Le renoncement aux soins est ici principalement considéré dans son ensemble, quel qu'en soit le motif. Un focus sur différents types de renoncement (selon leur motif principal) complète cette analyse.

Schéma • La mesure du renoncement aux soins dans l'enquête SRCV 2017



Lecture • 83,8 % de la population couverte par l'enquête déclare avoir eu des besoins de soins l'année précédant l'enquête. Parmi ces derniers, 3,8 % n'ont pas vu de médecin autant de fois qu'ils en ont eu besoin. Cela représente 3,1 % de la population totale.

Champ • Individus âgés de 16 ans ou plus, vivant en ménage ordinaire en France métropolitaine. Cela correspond à 16 945 répondants, dont 597 qui déclarent avoir renoncé.

Source • SRCV 2017 (Insee) ; calculs DREES.

1. Avant 2015, la question « Au cours des douze derniers mois, avez-vous renoncé à voir un médecin pour des examens ou des soins médicaux dont vous aviez besoin ? » était posée directement aux enquêtés.

- 1. Les tableaux complémentaires sont disponibles dans les données associées à l'étude sur le site internet de la DREES.
- 2. Les analyses réalisées toutes choses égales par ailleurs tiennent compte simultanément de l'influence d'autres facteurs qui pourraient venir biaiser la relation entre la caractéristique considérée et le renoncement aux soins. Cela permet d'estimer l'effet de la variable (ici, la pauvreté monétaire) indépendamment de ces autres facteurs (âge, sexe, type de ménage, état de santé, APL de la commune de résidence, type de couverture complémentaire, situation sur le marché du travail, niveau de diplôme et satisfaction à l'égard de ses relations familiales et amicales).

de renoncement par 1,8. Ce résultat cache néanmoins des situations très hétérogènes. Chez les personnes non pauvres en conditions de vie, vivre dans une zone très sous-dotée en médecins généralistes n'augmente pas le risque de renoncer à des soins. Chez les personnes pauvres en conditions de vie, en revanche, ce risque est multiplié par 3,5³ (modèle C, voir encadré 4). Les difficultés d'accessibilité amplifient donc l'effet de la pauvreté en conditions de vie sur le renoncement aux soins. Toutes choses égales par ailleurs, dans une zone où l'accessibilité aux médecins généralistes n'est pas critique, les personnes pauvres en conditions de vie ont 2,8 fois plus de risques de renoncer à des soins que les autres. Dans une zone où l'accessibilité est très faible, ce risque associé à la pauvreté grimpe à 7,9⁴. Ce résultat peut

être dû au fait que l'éloignement géographique aux professionnels de santé ou des délais d'attente importants requièrent du temps, de la mobilité et la capacité à s'organiser à l'avance, notamment professionnellement (Forzy, et al., 2021). Or les personnes précaires, ayant globalement des contraintes professionnelles plus rigides, peuvent avoir plus de difficultés à mobiliser ces différents types de ressources, ce qui favorise le renoncement. Les surcoûts liés aux difficultés d'accès inciteraient les personnes qui ont le moins de ressources matérielles et sociales à renoncer davantage aux soins.

En revanche, l'interaction entre le fait de vivre en zone sous-dense et la pauvreté monétaire n'est, elle, pas significative (modèle D, voir encadré 4). Les difficultés d'accessibilité ont ainsi davantage de

conséquences sur le renoncement aux soins des populations marginalisées par leurs conditions d'existence que sur celui des populations qui ne le sont pas mais qui sont pauvres financièrement. Cette différence pourrait en partie s'expliquer par le fait que le renoncement aux soins se définit en lien avec la notion de « besoin de soins », qui repose sur une certaine subjectivité. Or la mesure de la pauvreté en conditions de vie, contrairement à la pauvreté monétaire, revêt également une dimension subjective, puisque certaines questions interrogent le ressenti de l'enquêté sur ses conditions de vie matérielle. Ainsi, une personne qui a le sentiment de se priver d'un certain nombre de biens essentiels aura aussi probablement davantage le sentiment de se priver de soins dont elle estime avoir besoin. Elle aura donc

•••

3. Pour obtenir le risque relatif de renoncer associé au fait de vivre dans une zone très sous-dotée (versus dans une zone mieux dotée) chez les personnes pauvres, il faut multiplier le risque relatif de renoncer lorsque l'on vit dans une zone très sous-dotée toutes choses égales par ailleurs (que l'on soit pauvre ou non : 1,2) au risque relatif de renoncer lorsque l'on est simultanément pauvre et habitant d'une zone très sous-dotée (terme d'interaction : 2,8).

4. Pour obtenir le risque relatif de renoncer associé au fait d'être pauvre (versus non pauvre) chez les personnes vivant dans une zone très sous-dotée, il faut multiplier le risque relatif de renoncer associé à la pauvreté toutes choses égales par ailleurs (quel que soit son lieu de résidence : 2,8) au risque relatif de renoncer associé au fait d'être simultanément pauvre et habitant dans une zone très sous-dotée (terme d'interaction : 2,8).

ENCADRÉ 3

Pauvreté monétaire et pauvreté en conditions de vie

Selon la convention retenue par Eurostat, la **pauvreté monétaire** se définit par un niveau de vie inférieur à 60 % du niveau de vie médian. C'est une mesure relative au niveau de vie du pays et elle est objective, car calculée à partir des revenus¹ du ménage et de sa composition. Dans sa version française², la **pauvreté en conditions de vie** (ou pauvreté matérielle) se mesure à partir d'une trentaine de questions concernant l'insuffisance des ressources, des privations matérielles quotidiennes et des difficultés de logement. Il s'agit d'une mesure absolue de la pauvreté, qui évalue l'exclusion de pratiques et de consommations de base. Elle revêt une dimension subjective, car certaines questions interrogent le ressenti de l'enquêté. Une personne est dite pauvre en conditions de vie si elle cumule huit difficultés parmi les vingt-sept listées :

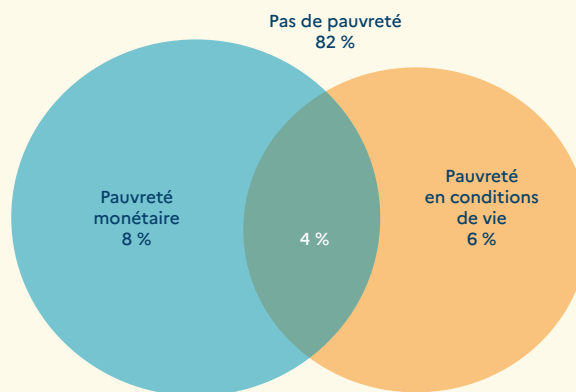
- **Insuffisance de ressources** : taux d'endettement supérieur à un tiers, découverts bancaires très fréquents au cours des douze derniers mois, revenus insuffisants pour équilibrer le budget du ménage, recours aux économies pour équilibrer le budget, aucune épargne à disposition, considérer sa situation financière comme difficile ;
- **Retards de paiement** : retards de paiement de factures d'électricité ou de gaz, retards de paiement de loyer et charges, retards de versement d'impôts ;
- **Restrictions de consommation** : ne pas pouvoir recevoir des amis ou de la famille, difficultés à maintenir le logement à bonne température, ne pas pouvoir payer une semaine de vacances une fois par an, ne pas pouvoir remplacer ses meubles, ne pas pouvoir acheter des vêtements neufs, ne pas pouvoir manger de la viande tous les deux jours, ne pas pouvoir offrir des cadeaux au moins une fois par an, ne pas posséder deux paires de bonnes chaussures, absence de repas complet au moins une journée au cours des deux dernières semaines ;
- **Difficultés de logement** : surpeuplement, pas de salle de bains, pas de toilettes, pas d'eau chaude, pas de système de chauffage, logement trop petit, difficultés à chauffer, humidité, bruit.

Il est possible de décomposer l'indicateur de pauvreté en conditions de vie en quatre sous-indicateurs. Les seuils retenus sont

alors : au moins 3 difficultés sur 6 pour l'insuffisance de ressources, 1 sur 3 pour les retards de paiement, 4 sur 9 pour les restrictions de consommation et 3 sur 9 pour les difficultés de logement.

Pauvreté monétaire et pauvreté en conditions de vie ne se recoupent que partiellement : parmi les 12 % de personnes pauvres du point de vue monétaire dans l'enquête SRCV 2017, trois quarts ne déclarent pas de conditions de vie difficiles ; inversement, parmi les 10 % de personnes pauvres en conditions de vie, plus de la moitié vivent au-dessus du seuil de pauvreté monétaire (Schéma).

Schéma • Parts de population pauvre d'un point de vue monétaire et/ou en conditions de vie



Lecture • 4 % de la population est à la fois pauvre en conditions de vie et pauvre du point de vue monétaire, tandis que 82 % ne sont ni l'un ni l'autre. 8 % vivent sous le seuil de pauvreté monétaire mais sans être pauvres en conditions de vie et 6 % sont pauvres en conditions de vie tout en vivant au-dessus du seuil de pauvreté monétaire.

Champ • Individus âgés de 16 ans ou plus, vivant en ménage ordinaire en France métropolitaine.

Source • SRCV 2017 (Insee) ; calculs DREES.

1. Déclarés et nets des transferts sociaux et fiscaux.

2. Il existe une mesure alternative de la pauvreté en conditions de vie, définie à l'échelle européenne, à partir d'un panier de neuf privations ou difficultés (le seuil de pauvreté étant fixé à trois privations). La version française est plus riche, du fait notamment qu'elle comporte une dimension subjective plus marquée que l'indicateur européen.

ENCADRÉ 4

Une analyse « toutes choses égales par ailleurs »

L'objectif de cette étude est d'isoler, sur le champ des personnes ayant fait état d'un besoin de soins au cours des douze derniers mois, les déterminants individuels et contextuels du renoncement aux soins. Plus précisément, on cherche à mesurer l'impact de la pauvreté et des difficultés d'accessibilité géographique aux soins et à repérer un éventuel effet cumulatif. Le renoncement aux soins est d'abord étudié tous motifs confondus. Pour prendre en compte certains effets de structure (par exemple, le fait que les personnes pauvres bénéficient plus souvent d'une complémentaire santé gratuite que le reste de la population), des modèles binaires (régressions logistiques) sont estimés afin d'isoler l'effet propre de chaque caractéristique sur la probabilité de renoncer à un soin (par exemple, dissocier l'effet de l'âge, du niveau de diplôme et du type de ménage). Les facteurs individuels inclus dans le modèle sont de différents ordres.

Pour mesurer les effets respectifs et combinés de la pauvreté et de l'accessibilité géographique aux soins, des indicateurs de pauvreté et de sous-densité médicale sont intégrés d'abord seuls dans le modèle, puis avec un terme d'interaction. La pauvreté monétaire et la pauvreté en conditions de vie sont incluses séparément étant donnée leur forte corrélation. Au total, quatre modèles sont estimés :

- Modèle A : pauvreté en conditions de vie et APL sans terme d'interaction
- Modèle B : pauvreté monétaire et APL sans terme d'interaction
- Modèle C : pauvreté en conditions de vie et APL avec terme d'interaction
- Modèle D : pauvreté monétaire et APL avec terme d'interaction

Pour tenir compte des besoins de soins, préalables à la décision ou non de recevoir un soin, sont inclus l'âge, le sexe, le fait de souffrir d'une affection de longue durée et le fait d'être en situation de handicap (au sens GALI) ou de rencontrer des limitations plus modérées dans la vie quotidienne à cause d'un problème de santé depuis plus de six mois¹.

Pour tenir compte de caractéristiques susceptibles de jouer sur les variables d'intérêt, sont intégrés dans le modèle :

- le fait de bénéficier d'une complémentaire santé, pouvant alléger les contraintes financières ;
- la situation sur le marché du travail et le type de ménage, qui reflètent des obligations professionnelles et familiales pouvant jouer sur les contraintes spatio-temporelles ;
- la satisfaction à l'égard de ses relations familiales et amicales, qui permet d'appréhender le capital social mobilisable pour contrer les obstacles financiers ou spatio-temporels aux soins.

Pour tenir compte de la « littératie » en santé, définie comme « le degré de capacité des individus à obtenir, traiter et comprendre les informations et services de santé de base nécessaires pour prendre des décisions appropriées en matière de santé » (Ratzan et Parker, 2000), le niveau de diplôme est inclus.

Dans un second temps, des types de renoncement sont définis, en mobilisant la raison principale avancée par l'individu. Trois situations ont été retenues pour faire l'objet d'analyses binaires :

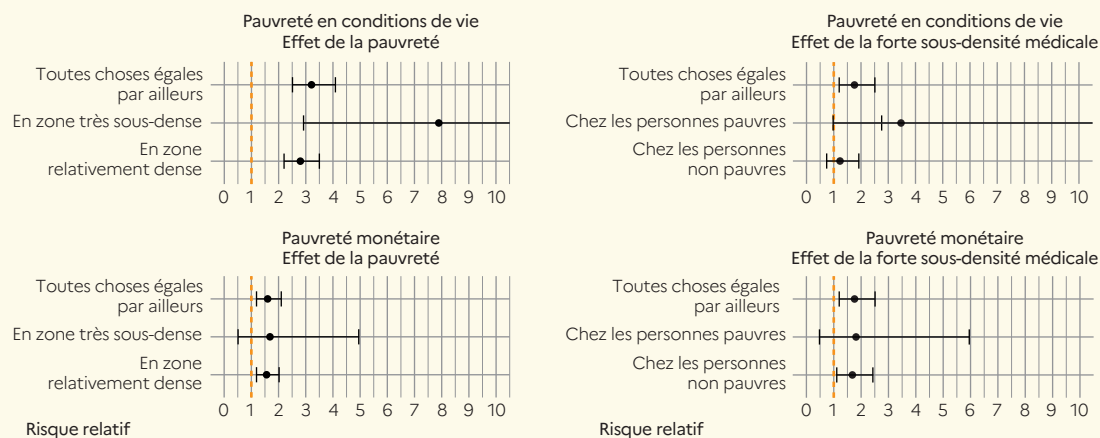
- le renoncement pour motif financier (« n'en a pas les moyens ») – le facteur économique étant l'un des principaux leviers mobilisés pour réduire les inégalités d'accès aux soins ;
- le renoncement pour motif non financier (autres raisons que « n'en a pas les moyens ») – pour voir notamment si, dans ce cas, les contraintes financières jouent toujours un rôle ;
- le renoncement des personnes qui ont « préféré attendre de voir si les choses iraient mieux d'elles-mêmes » – car il s'agit du motif le plus évoqué, qui refléterait davantage un renoncement choisi plutôt que subi.

Ces différents types de renoncement se recoupent en partie. Ils ont été définis sous la contrainte du nombre d'observations, généralement trop faible pour étudier le renoncement pour chaque motif principal avancé.

1. L'état de santé déclaré au moment de l'enquête n'est pas inclus comme variable dans le modèle car il peut résulter du fait d'avoir renoncé à des soins, alors que la démarche est d'identifier ce qui amène à renoncer.

GRAPHIQUE 1

Risque relatif de renoncer à des soins associé à la pauvreté, à la faible accessibilité aux soins et au cumul des deux, toutes choses égales par ailleurs



Note • Le détail des résultats pour les variables de contrôle se trouve en tableau complémentaire B.
Lecture • Toutes choses égales par ailleurs, le fait d'être pauvre en conditions de vie multiplie par 3,2 le risque de renoncer à des soins. En tenant compte de l'imprécision liée au fait que cette enquête repose sur un échantillon de la population et non sur sa totalité, ce risque relatif se situe dans un intervalle de confiance allant de 2,5 à 4,1 et est donc significativement différent de 1. Il est représenté par la barre noire de part et d'autre du point.
Champ • Individus âgés 16 ans ou plus, vivant dans un ménage ordinaire en France métropolitaine, ayant déclaré avoir eu besoin de soins ou d'examen médicaux au moins une fois au cours de l'année précédant l'enquête.
Sources • SRCV 2017 (Insee) ; calculs DREES.

tendance, à la fois à déclarer des privations et des ressources insuffisantes, qui sont constitutives de la pauvreté en conditions de vie, et à renoncer à des soins.

Les bénéficiaires de la CMU-C renoncent 4,5 fois moins que les personnes sans complémentaire santé

Par rapport aux personnes qui ne renoncent pas à des soins, celles ayant des besoins non satisfaits sont près de quatre fois plus nombreuses à ne pas disposer d'une complémentaire santé participant, au moins partiellement, au financement du reste à charge après assurance maladie obligatoire (AMO) [10,8 % contre 2,8 %]. Lorsque l'on contrôle des caractéristiques individuelles⁵, les personnes couvertes par une complémentaire santé privée ont plus de deux fois moins de risques de renoncer que les personnes sans couverture santé, et celles bénéficiant de la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C) 4,5 fois moins⁶. Mise en place en 2000, la CMU-C⁷ offre une couverture santé gratuite aux plus démunis. Elle couvre un panier de dépenses restant à la charge de l'assuré après intervention de l'AMO. De plus, ses bénéficiaires sont dispensés d'avance des frais et sont exonérés des franchises et des participations forfaitaires de 1 euro. Ils bénéficient, par ailleurs, de tarifs sans dépassement d'honoraires de la part des médecins. Néanmoins, une partie des personnes éligibles n'y ont pas recours⁸, soit par manque d'information, soit en raison de la complexité de la procédure administrative, ou pour éviter le stigmate qui pourrait y être associé (Cornu-Pauchet, et al., 2018).

Les personnes ayant des limitations à cause d'un problème de santé, en particulier les personnes handicapées, renoncent davantage aux soins, mais le renoncement décroît avec l'âge

À caractéristiques données, les personnes ayant des limitations dans les activités courantes à cause d'un problème de santé depuis au moins six mois sont deux fois plus nombreuses à déclarer des besoins non satisfaits, que ces limitations soient fortes (personnes handicapées) ou légères, par rapport aux personnes n'ayant aucune limita-

tion (tableau 1). Elles ont probablement des besoins de soins plus importants et plus de difficultés pour y accéder, donc un plus grand risque de renoncer à au moins un soin. Néanmoins, avoir davantage de besoins de soins ne va pas toujours de pair avec un risque de renoncement plus élevé. Ainsi, à caractéristiques identiques, les personnes en affection de longue durée (ALD), prises en charge à 100 % par l'Assurance maladie⁹ pour les soins en lien avec cette pathologie, renoncent 2,5 fois moins¹⁰ que les autres. Par ailleurs, le risque d'avoir un besoin de soins non satisfait diminue avec l'âge, alors même que ces besoins augmentent. Parmi les personnes ayant eu des besoins de soins, la moitié ayant renoncé au cours des douze derniers mois a moins de 40 ans, contre un tiers de celles qui n'ont pas renoncé. En contrôlant des autres caractéristiques individuelles, l'âge ressort nettement. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, les personnes âgées de 40 à 49 ans ont 1,4 fois moins de risques de renoncer que celles de 30 à 39 ans ; celles de 50 à 59 ans, 1,7 fois moins de risques, et celles 60 ans ou plus, 3,3 fois moins de risques. Les personnes de 16 à 29 ans ont, elles, 1,9 fois plus de risques de renoncer que la tranche d'âge de référence (30-39 ans). Ces résultats

peuvent s'expliquer notamment par le fait que les personnes âgées sont plus suivies médicalement, se préoccupent davantage de leur santé et ont moins de contraintes organisationnelles pour consulter.

Les personnes isolées socialement renoncent davantage aux soins

Les personnes qui ont renoncé à des soins sont moins satisfaites de leurs relations amicales : seulement 74 % déclarent qu'elles sont bonnes, contre 86 % des personnes qui ont pu répondre à l'ensemble de leurs besoins de soins. L'écart est encore plus marqué pour les relations familiales : parmi les personnes ayant eu des besoins de soins, 68 % de celles ayant renoncé à un soin déclarent de bonnes relations, contre 85 % de celles n'ayant pas renoncé. Or le degré de satisfaction à l'égard de ses relations renseigne sur le capital social mobilisable pour accompagner une démarche de soins et contrer les obstacles financiers ou organisationnels dans l'accès à ces soins (garde des enfants, conduite, incitation au suivi, etc.). Toutes choses égales par ailleurs, plus les relations sociales, et surtout familiales, sont bonnes, plus le risque de renoncer à des soins est réduit. Les

- 5. Le modèle de référence est le modèle C, dans lequel est inclus l'indicateur de pauvreté en conditions de vie avec interaction avec l'APL (encadré 4).
- 6. Pour ce résultat, la modalité de référence (sans couverture) est différente de celle utilisée dans les modèles A, B, C et D présentés plus haut (couverture privée, modalité la plus fréquente).
- 7. Remplacée par la complémentaire santé solidaire (CSS) depuis le 1^{er} novembre 2019.
- 8. La DREES estime qu'en 2017, entre 34 % et 45 % des personnes éligibles n'y auraient pas recours.
- 9. Les assurés en ALD bénéficient d'une limitation ou d'une suppression de leur participation financière pour les soins en lien avec l'affection considérée, dans la limite d'un périmètre remboursable (article L. 322-3 du Code de la Sécurité sociale). En pratique, 20 % des dépenses de personnes en ALD en lien avec leur affection restent encore à leur charge après assurance maladie obligatoire (Adjerad et Courtejoie, 2020). Elles correspondent à la participation forfaitaire de 1 euro sur les consultations ou actes médicaux, la franchise médicale sur les médicaments ; les éventuels dépassements d'honoraires et la liberté tarifaire. En établissements de santé, les assurés en ALD restent redevables du forfait journalier hospitalier.
- 10. Soit un risque 0,4 fois plus élevé (tableau 1). Il s'agit de deux manières symétriques de présenter le même résultat (2,5 étant l'inverse de 0,4).

ENCADRÉ 5

L'indicateur d'accessibilité potentielle localisée (APL)

L'indicateur d'accessibilité potentielle localisée (APL) est un indicateur d'adéquation territoriale entre l'offre et la demande de soins de ville (hors hôpital). Il permet de mesurer à la fois la proximité et la disponibilité des professionnels de santé. Il est donc plus fin que les indicateurs usuels de densité ou de temps d'accès. Calculé au niveau de la commune, il tient compte de l'offre et de la demande issues des communes environnantes, de façon décroissante avec la distance. Il intègre en outre une estimation du niveau d'activité des professionnels en exercice, sur la base des observations passées, ainsi que des besoins de soins de la population locale, en fonction des consommations de soins moyennes observées par tranche d'âge. L'APL est utilisé dans les politiques de lutte contre la désertification médicale et dans les zonages conventionnels régulant la répartition territoriale des infirmiers, masseurs-kinésithérapeutes et sages-femmes.

Pour cette étude, l'APL 2017 aux médecins généralistes a été apparié aux données de l'enquête SRCV, afin de mesurer l'offre de soins locale¹. En moyenne, cette année-là en France, les habitants d'une commune ont accès à quatre consultations en ville chez le médecin généraliste. Ce nombre de consultations accessibles par an et par habitant (C/an/hab) varie sensiblement selon les régions et au niveau local (Legendre, 2020). Dans cette publication, sont définis comme connaissant des difficultés importantes d'accessibilité les 5 % de la population dont l'APL est le plus faible (APL est inférieur ou égal à 2 C/an/hab). Le seuil retenu pour définir la sous-densité médicale dans le zonage médecin est plus élevé : 2,5 C/an/hab. Cette étude se focalise donc sur les situations les plus critiques (zones de forte sous-densité médicale). Pour en savoir plus sur l'APL : <https://drees.shinyapps.io/carto-apl/>

1. Il s'agit d'une mesure partielle de l'offre de soins locale, ne prenant en compte que les soins de ville et une seule profession de santé, les médecins généralistes, mais qui est la principale porte d'entrée du système de soins.

TABLEAU 1

Probabilité d'avoir renoncé à des soins versus avoir satisfait l'ensemble de ses besoins de soins (modèle C)

	Risque relatif de renoncer non ajusté	Risque relatif de renoncer toutes choses égales par ailleurs	Intervalle de confiance 95 %	
			Borne inférieure	Borne supérieure
Sexe				
Homme	0,93	1,01	0,83	1,22
Femme	1,08	Réf.	Réf.	Réf.
Âge				
16-29 ans	1,74	1,89	1,37	2,60
30-39 ans	1,32	Réf.	Réf.	Réf.
40-49 ans	1,04	0,71	0,52	0,97
50-59 ans	1,11	0,60	0,43	0,83
60 ans ou plus	0,45	0,30	0,16	0,53
Type de ménage				
Personne seule	1,12	1,24	0,95	1,60
Couple sans enfant	0,91	Réf.	Réf.	Réf.
Couple avec enfant(s)	1,06	0,96	0,73	1,26
Famille monoparentale	0,93	0,91	0,65	1,26
Situation professionnelle				
Actif occupé	1,18	Réf.	Réf.	Réf.
Chômage	3,00	1,35	0,98	1,83
Étudiant	0,77	0,73	0,44	1,17
Retraité	0,47	0,96	0,56	1,68
Autre	0,84	0,65	0,43	0,97
Niveau de diplôme				
Diplôme de niveau supérieur à bac+2	0,91	0,74	0,55	0,99
Diplôme de niveau bac+2	1,08	0,63	0,44	0,88
Bac, brevet professionnel ou équivalent	1,23	0,80	0,60	1,06
CAP, BEP et équivalent	1,23	Réf.	Réf.	Réf.
BEPC, DNB, brevet des collèges	0,73	0,70	0,45	1,04
Aucun diplôme ou certificat d'études primaires	0,73	0,67	0,50	0,89
Complémentaire santé				
Oui	0,91	Réf.	Réf.	Réf.
Non	3,86	2,10	1,44	2,98
CMU-C	1,06	0,48	0,30	0,74
Indicateur de pauvreté				
Non pauvre en conditions de vie	0,80	Réf.	Réf.	Réf.
Pauvre en conditions de vie	2,95	2,80	2,21	3,52
Accessibilité géographique aux soins				
Commune très sous dotée en médecins généralistes	1,57	1,23	0,74	1,92
Commune moyennement ou bien dotée en médecins généralistes	0,97	Réf.	Réf.	Réf.
Interaction entre pauvreté et accessibilité géographique				
Pauvre en conditions de vie et vivant dans une commune très sous-dotée en médecins généralistes	1,57	2,82	1,32	5,75
Satisfaction des relations avec la famille				
Bonnes	0,80	Réf.	Réf.	Réf.
Moyennes	1,84	1,59	1,23	2,03
Mauvaises	3,33	2,31	1,61	3,24
Satisfaction des relations avec les amis				
Bonnes	0,86	Réf.	Réf.	Réf.
Moyennes	1,54	1,37	1,04	1,79
Mauvaises	2,71	1,52	1,00	2,25
ALD				
Non	1,16	Réf.	Réf.	Réf.
Oui	0,46	0,40	0,29	0,54
Limitations fonctionnelles dans la vie quotidienne				
Aucune limitation	0,96	Réf.	Réf.	Réf.
Faibles limitations	1,26	2,10	1,67	2,62
Fortes limitations (handicap)	0,84	1,94	1,41	2,63

Réf. : Situation de référence.

Lecture • Les personnes âgées de 16 à 29 ans sont 1,74 fois plus nombreuses parmi les personnes qui ont renoncé à des soins que parmi les personnes aux personnes qui n'ont pas renoncé. Toutes choses égales par ailleurs, elles ont 1,89 fois plus de risque de renoncer à des soins, relativement aux personnes âgées de 30 à 39 ans (situation de référence). L'intervalle de confiance au seuil de 5 % est compris entre 1,37 et 2,60, ce qui signifie que ce rapport de risques est significativement différent de 1.

Champ • Individus âgés 16 ans ou plus, vivant dans un ménage ordinaire en France métropolitaine, ayant déclaré avoir eu besoin de soins ou d'examen médicaux au moins une fois au cours de l'année précédant l'enquête. Cela correspond à 16 945 répondants dont 597 qui déclarent avoir renoncé.

Source • SRCV 2017 (Insee) ; calculs DREES.

personnes qui déclarent avoir des mauvaises relations familiales renoncent ainsi près de 2,3 fois plus que celles qui en ont de bonnes, et les personnes qui déclarent de mauvaises relations amicales ont un risque multiplié par 1,5 par rapport à celles qui en ont de bonnes. En revanche, la composition du ménage n'a pas d'effet significatif sur le renoncement. Les contraintes organisationnelles qu'implique la présence d'enfants, en particulier pour les familles monoparentales, seraient contrebalancées par la forme d'insertion sociale qu'induit la parentalité et l'influence probable du suivi médical organisé des enfants sur celui des parents (visites médicales en crèche, santé scolaire, consultations de suivi à des âges déterminés, etc.). De la même manière, l'insertion sociale liée à l'emploi expliquerait le moindre renoncement aux soins des actifs occupés par rapport aux personnes au chômage, alors que ces dernières ont théoriquement moins de contraintes temporelles. À caractéristiques données, leur risque de besoin de soins non satisfait est réduit de 35 % par rapport à celui des chômeurs.

Les personnes sans diplôme et les plus diplômées ont moins de risques de renoncer aux soins

Les personnes qui ont renoncé sont moins nombreuses à détenir un diplôme de niveau bac+3 ou plus, ou à n'avoir aucun diplôme ou seulement le brevet des collèges. Contrôlé des effets des autres variables, l'effet convexe¹¹ du diplôme perdure : les personnes les plus enclines à renoncer seraient peu diplômées (niveau bac ou en dessous, à l'exception de celles sans diplôme). Le risque plus faible de renoncer chez les personnes très diplômées et chez celles qui n'ont pas de diplôme pourrait recouvrir des réalités différentes, liées à la nature subjective du renoncement. Tandis que les premières consulteraient à chaque fois qu'elles en ont eu besoin, les secondes identifieraient moins de besoins de soins et auraient donc, *in fine*, moins de besoins non satisfaits.

Le principal motif déclaré ne reflète que partiellement les déterminants du renoncement

Si cette étude montre que la pauvreté est un déterminant majeur du renoncement aux soins, le manque de moyens n'est pourtant évoqué que dans un cas sur quatre comme la principale raison

du renoncement (*graphique 2*). Le motif le plus évoqué est le fait d'attendre que les choses s'arrangent d'elles-mêmes (par 4 personnes sur 10), tandis que 15 % évoquent un manque de temps. Même parmi les personnes pauvres en conditions de vie, près d'une sur deux n'avance pas le manque de moyens comme raison principale du renoncement. De plus, bien que les personnes pauvres en conditions de vie ont un risque plus élevé de renoncer à des soins lorsque l'offre de soins est insuffisante au niveau local (accessibilité potentielle localisée faible), les délais d'obtention d'un rendez-vous, l'éloignement du professionnel de santé ou le fait de ne pas connaître de bon médecin – conséquence potentielle d'une offre de soins locale insuffisante – ne sont que rarement évoqués en premier lieu par cette sous-population. Au total, 6 % des pauvres en conditions de vie qui ont renoncé à des soins avancent l'une de ces trois raisons comme motif principal, et 9 % de l'ensemble des personnes ayant renoncé. En revanche, la part de personnes vivant dans une zone très sous-dotée est deux fois plus élevée parmi les personnes évoquant l'une de ces raisons liées à un problème d'offre : 12 % contre 6 % de celles qui avancent un autre motif de renoncement. La relative déconnexion entre les difficul-

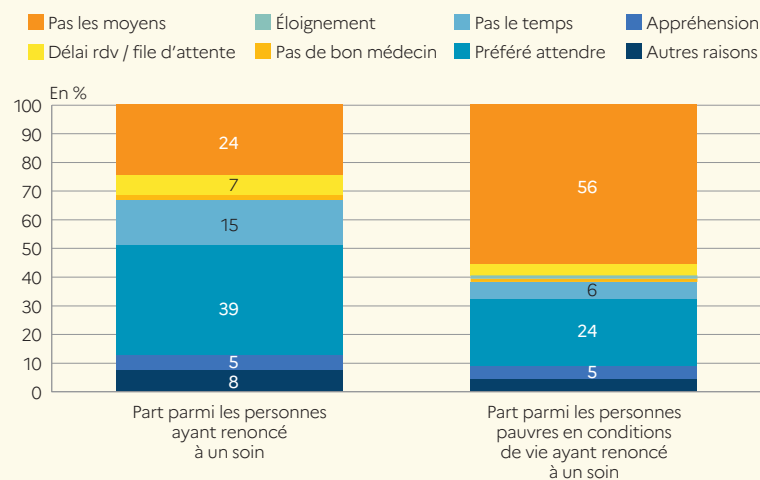
tés objectivement rencontrées par les personnes qui renoncent à des soins et leur vécu du renoncement a déjà fait l'objet de travaux (Forzy, *et al.*, 2021). Elle est liée au fait que le renoncement est multifactoriel : ce n'est pas un obstacle unique (par exemple, la distance géographique) qui conduit à la décision de ne pas consulter, mais sa combinaison avec d'autres difficultés (obligations familiales ou professionnelles, contraintes de mobilité, limitations financières, etc.). Étudier le renoncement sous motifs confondus permet d'en dégager les déterminants individuels et contextuels *via* des modèles, indépendamment de la raison principale qu'y associe l'individu.

La principale raison évoquée par l'enquête peut néanmoins être mobilisée pour définir plusieurs types de renoncement, dont il est ensuite possible d'identifier les principaux déterminants afin d'explicitier les mécanismes conduisant à ne pas consulter. Sans surprise, la pauvreté a davantage d'impact sur le renoncement lorsque le motif principal est financier. Ainsi, le risque de renoncer à des soins lorsque la principale raison est financière est multiplié par 12,4 pour une personne pauvre en conditions de vie comparée à une personne non pauvre, et par 1,6 si la raison avancée est autre que financière (*tableau*

11. C'est-à-dire le fait que le renoncement soit moins fréquent chez les personnes ayant un niveau de diplôme intermédiaire, et plus élevé aux extrêmes, chez les moins diplômés et chez les plus diplômés.

GRAPHIQUE 2

Principal motif de renoncement aux soins



Lecture • En 2017, 39 % des personnes qui ne sont pas allées consulter à chaque fois qu'elles en ont eu besoin déclarent comme principal motif avoir préféré attendre que les choses s'arrangent d'elles-mêmes. Cette proportion est de 24 % chez les personnes pauvres en conditions de vie.

Champ • Individus âgés de 16 ans ou plus, vivant dans un ménage ordinaire en France métropolitaine, ayant déclaré avoir eu besoin de soins ou d'examen médicaux au moins une fois au cours de l'année précédant l'enquête.

Source • SRCV 2017 (Insee) ; calculs DREES.

complémentaire C). L'effet accru de la pauvreté sur le renoncement aux soins lorsque l'accessibilité se dégrade reste très marqué lorsque l'on ne considère que le renoncement pour motif financier. En zone très sous-dense, le risque qu'une personne pauvre renonce principalement pour motif financier est 23 fois plus élevé que celui d'une personne non pauvre, contre 9 fois plus sur le reste du territoire. Quand la principale raison du renoncement n'est pas liée à un motif financier, le renoncement est plus marqué pour les personnes pauvres par rapport aux autres, notamment

dans les zones où l'accessibilité aux soins est particulièrement faible. Néanmoins, le rapport de risque s'atténue, passant entre pauvres et non-pauvres de 1,5 dans les zones moyennement ou bien dotées en médecins généralistes à 3,4 dans les zones très sous-dotées¹². Le fait de ne pas avoir de complémentaire santé n'a pas d'effet sur le renoncement autre que financier. Les autres facteurs explicatifs ont des effets d'ampleur similaire sur les différents types de renoncement. Cependant, au-delà de 30 ans, l'âge n'a plus d'effet protecteur sur le renoncement lorsque le princi-

pal motif évoqué est financier. Lorsque le renoncement est justifié par le fait d'attendre que les choses s'arrangent d'elles-mêmes, les femmes sont plus exposées que les hommes. Cette différence de genre ne s'observe pas pour les autres renoncements. ■

● ● ●
12. Résultat faiblement significatif, au seuil de 8 %.

Les auteures remercient Benoît Carré pour ses remarques constructives lors de la présentation de ces résultats aux Journées des économistes de la santé de décembre 2020.

POUR EN SAVOIR PLUS

- **Adjerad, R., Courtejoie, N.** (2020, novembre). Pour 1 % des patients, le reste à charge après assurance maladie obligatoire dépasse 3 700 euros annuels. DREES, *Études et Résultats*, 1171.
- **Cambois, E.** (2004). Les personnes en situation sociale difficile et leur santé. ONPES, *Les travaux de l'Observatoire 2003-2004*, pp. 101-126.
- **Cornu-Pauchet, M., Le Bohec, G., Runfola, S.** (2018). La CMU-C comme alternative au reste à charge : quel bilan ? HCSP, *Actualité et dossier en santé publique*, 102.
- **Dauphin, L., Eideliman, J.-S.** (2021). Élargir les sources d'étude quantitative de la population handicapée : Que vaut l'indicateur « GALI » ?, DREES, *Les Dossiers de la DREES*, 74.
- **Després, C., Dourgnon, P., Fantin, R., Jusot, F.** (2011, octobre). Renoncement aux soins pour raisons financières : une approche socio-anthropologique. Irdes, *Question d'économie de la santé*, 169.
- **Després, C., Dourgnon, P., Fantin, R., Jusot, F.** (2011, novembre). Renoncement aux soins pour raisons financières : une approche économétrique. Irdes, *Question d'économie de la santé*, 170.
- **Forzy, L., et al.** (2021, avril). Accès aux soins et pratiques de recours. Étude sur le vécu des patients. DREES, *Les Dossiers de la DREES*, 77.
- **Lapinte, A.** (2018). Reste à charge et renoncement aux soins pour raisons financières. HCSP, *Actualité et dossier en santé publique*, 102.
- **Legal, R., Vicard, A.** (2015, juillet). Renoncement aux soins pour raisons financières. DREES, *Dossiers Solidarité Santé*, 66.
- **Legendre, B.** (2020, février). En 2018, les territoires sous-dotés en médecins généralistes concernent près de 6 % de la population. DREES, *Études et Résultats*, 1144.
- **Legendre, B.** (2021, octobre). Le renoncement aux soins : un phénomène aux ressorts économiques mais aussi sociaux. Dans *La fabrique sociale des inégalités de santé*. DREES, *Revue française des affaires sociales*, à paraître.
- **Ratzan, SC., Parker, RM.** (2000). Introduction. Dans *National Library of Medicine Current Bibliographies in Medicine: Health Literacy*. Washington (DC), États-Unis, National Institutes of Health, U.S. Department of Health and Human Services.
- **Sécurité sociale** (2021). *Renoncement aux soins pour raisons financières*. Projet de loi de financement de la sécurité Sociale., annexe 1. Rapport d'évaluation des politiques de sécurité sociale, p. 99.

LA DREES SUR INTERNET

Retrouvez toutes nos publications sur notre site drees.solidarites-sante.gouv.fr

Retrouvez toutes nos données sur data.drees.solidarites-sante.gouv.fr

Pour recevoir nos avis de parution drees.solidarites-sante.gouv.fr/etudes-et-statistiques/publications/avis-de-parution

Directeur de la publication :

Fabrice Lenglard

Responsable d'édition :

Valérie Bauer-Eubriet

Rédactrice en chef technique :

Sabine Boulanger

Secrétaire de rédaction :

Élisabeth Castaing

Composition et mise en pages :

Stéphane Jeandet

Conception graphique :

Julie Hiet et Philippe Brulin

Pour toute information :

drees-infos@sante.gouv.fr

Reproduction autorisée sous réserve

de la mention des sources • ISSN électronique 1146-9129 • AIP 0001384



STATISTIQUE
PUBLIQUE

La DREES fait partie
du Service statistique
public piloté par l'Insee.