

Inégalités des chances dans le recours aux soins des jeunes adultes en France

Inequalities of Opportunity in the Use of Health Care by Young Adults in France

Doriane Mignon* et Florence Jusot**

Résumé – Alors que la santé des jeunes adultes est un enjeu reconnu de santé publique en France, moins d’attention est accordée à leur recours aux soins. Cet article s’interroge sur l’existence d’inégalité des chances dans le recours aux soins des jeunes adultes à partir des données de l’*Enquête nationale sur les ressources des jeunes* (2014). En mobilisant le cadre de la philosophie de la responsabilité, une distinction est faite entre des inégalités « injustes » liées à des circonstances en dehors du contrôle des jeunes et des inégalités « justes » liées à des caractéristiques relevant de leur responsabilité. Des modèles de probabilité linéaire sont mobilisés pour estimer les associations entre les probabilités de non-recours (non-utilisation et renoncement aux soins) et les caractéristiques parentales (assurance complémentaire santé, activité principale, revenu, situation familiale et statut vital) d’une part et celles du jeune (éducation, activité principale, cohabitation, ressources financières, assurance complémentaire santé) d’autre part, traduisant respectivement l’existence d’inégalités injustes et d’inégalités justes. La décomposition de la variance permet de quantifier ces inégalités et suggère que les inégalités injustes sont plus importantes que les inégalités justes.

Abstract – While the health of young adults is a recognised public health issue in France, less attention is paid to their use of healthcare. This article examines the existence of unequal opportunities in the use of healthcare for young adults using data from the National Survey on the Resources of Young Adults (*Enquête nationale sur les ressources des jeunes* - 2014). Using the framework of the philosophy of responsibility, a distinction is made between “unfair” inequalities linked to circumstances beyond the control of young people – or unequal opportunity, and “fair” inequalities linked to characteristics for which they are responsible. Linear probability models are used to estimate the associations between the probabilities of non-use (non-utilisation and foregone health care) and parental characteristics (complementary health insurance, main activity, income, marital and vital status) on the one hand and those of the young person (education, main activity, whether living in the parental home or not, financial resources, complementary health insurance) on the other, reflecting the existence of unfair and fair inequalities respectively. Variance decomposition makes it possible to quantify these inequalities and suggests that unfair inequalities outweigh fair inequalities.

Codes JEL / JEL Classification : I12, I14

Mots-clés : jeunes adultes, accès aux soins, inégalités des chances

Keywords: young adults, access to healthcare, inequalities of opportunity

* Institut de Recherche et Documentation en Économie de la Santé (IRDES) (doriane.mignon@dauphine.psl.eu) ; ** Université Paris-Dauphine, PSL, LEDa, LEGOS (florence.jusot@dauphine.psl.eu)

Nous remercions les trois rapporteurs anonymes pour leurs commentaires et suggestions qui ont permis d’améliorer cet article. Nous sommes également reconnaissantes à tous les discutants et participants de différentes conférences (Journées doctorales du LIRAES 2018, JESF 2018, JDD 2019, JMA 2019, LAGV 2019, ECINEQ 2019) qui nous ont fait des retours sur des versions préliminaires de cet article. Un remerciement tout particulier à Sandy Tubeuf qui a été présente à nombre de ces conférences et avec qui les discussions ont toujours été fructueuses. Nous remercions finalement le laboratoire d’Économie de Dauphine et en particulier l’équipe du LEGOS pour le soutien matériel et scientifique à cette recherche.

Reçu le 22 octobre 2018 accepté après révisions le 22 janvier 2020.

Citation : Mignon, D. & Jusot, F. (2020). Inequalities of Opportunity in the Use of Health Care by Young Adults in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 514-515-516, 155–173. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2020.514t.2014>

D'après le baromètre BVA réalisé par la DREES en 2017, 27 % des Français estiment que les inégalités d'accès aux soins sont les inégalités les moins acceptables, devant les inégalités de logement et de revenu (Antunez & Papuchon, 2018). Cette préoccupation rejoint l'objectif d'équité horizontale dans l'accès aux soins dont s'est doté le système de santé français depuis sa création, conformément à la maxime « à chacun selon ses besoins » (Fleurbaey & Schokkaert, 2011 ; Rochaix & Tubeuf, 2009 ; Wagstaff & van Doorslaer, 2000). Pourtant de nombreux travaux montrent l'existence d'inégalités de recours aux soins à besoins de soins donnés, en France et en Europe (Bago d'Uva & Jones, 2009; Devaux, 2015). De nouvelles recherches apparaissent nécessaires pour comprendre et juger ces inégalités afin d'orienter les politiques publiques pour améliorer l'équité du système de santé.

Les jeunes font partie des populations à risque en matière de santé. Si la santé des jeunes adultes (18-24 ans) a été reconnue comme un enjeu de santé publique au travers du plan « Bien-être et santé des jeunes » de 2016¹, peu d'attention est accordée dans ce plan à leurs difficultés d'accès aux soins. De plus, alors que de nombreux travaux ont étudié les inégalités de recours aux soins en population générale, le recours aux soins de la population spécifique des jeunes adultes en France a jusqu'ici été peu étudié. Cela est dû au fait que les jeunes vivant en cité universitaire, internat, foyer sont hors champs des enquêtes auprès des ménages ordinaires, et que les étudiants ne sont pas compris dans les enquêtes de santé menées auprès des assurés sociaux des trois grands régimes (CNAMTS, RSI, MSA).

Les quelques travaux réalisés sur la population des jeunes attestent de difficultés d'accès aux soins, de besoins de soins non couverts et apportent des premiers éléments sur les déterminants du recours aux soins des jeunes en France. La non-utilisation et le renoncement aux soins constituent des indicateurs de non-recours aux soins. Ménard & Guignard (2013), à partir du Baromètre Santé 2010, évaluent la part des 15-30 ans renonçant aux soins pour des raisons financières à 8.7 % (avec une surreprésentation des chômeurs) et à 10.5 % chez les 31-75 ans. Ils montrent parmi les 15-30 ans une probabilité moindre des moins diplômés de consulter un médecin généraliste et un gynécologue. Ceci témoigne à la fois d'inégalités financières et sociales. Plus récemment, selon l'*Enquête nationale sur les ressources des jeunes* (ENRJ, DREES-Insee, 2014), 3.8 % des 18-24 ans renoncent à consulter un médecin

pour des raisons financières, alors qu'en population générale, le dispositif des *Statistiques sur les ressources et conditions de vie* (SRCV) de 2014, avec un questionnement comparable, évalue cette part à 1.8 %². Castry *et al.* (2019) ont étudié les déterminants du renoncement financier en s'appuyant sur la cohorte d'étudiants i-Share. Leurs résultats mettent en évidence le rôle de déterminants spécifiques tels que la détention d'une bourse, la décohabitation, ou le fait d'avoir une activité rémunérée pendant les études. Ces inégalités de recours aux soins parmi les jeunes ne sont pas propres à la France. Mosquera *et al.* (2017) et Wagenius *et al.* (2018) montrent, dans le nord de la Suède, des inéquités horizontales de recours aux soins selon le revenu disponible chez les jeunes de 16 à 25 ans. Même si ces travaux suggèrent des inégalités de recours aux soins aussi bien sociales que financières et relevant de déterminants spécifiques chez les jeunes adultes, les connaissances sur les origines des inégalités restent parcellaires. D'autant plus que la littérature suggère que les différences de recours aux soins peuvent relever de préférences, c'est-à-dire être choisies et que ces sources d'inégalités n'ont pas été étudiées.

Cet article a pour objectif d'étudier les inégalités de recours aux soins des jeunes adultes en France et questionne l'équité de ces inégalités en s'inscrivant dans le cadre de la philosophie de la responsabilité (Arneson, 1989 ; Cohen, 1989 ; Dworkin, 1981 ; Roemer, 1998). Dans ce cadre, nous étudions les déterminants du recours aux soins des jeunes adultes afin de distinguer les circonstances, les efforts et les besoins de soins. Nous distinguons les inégalités de recours aux soins jugées illégitimes ou « injustes » car liées à des circonstances en dehors du contrôle des jeunes et appelées inégalités des chances, et les inégalités légitimes, ou « justes » car liées à des besoins de soins différents ou à des efforts, c'est-à-dire ce qui relève de leur responsabilité.

Des travaux empiriques assez nombreux ont mobilisé ce cadre d'analyse pour mesurer les inégalités de chances en santé (par exemple : Devaux *et al.*, 2008 ; Jusot *et al.*, 2012). La littérature est en revanche très parcellaire dans le domaine de la consommation de soins (voir Jusot & Tubeuf (2019) pour une revue de littérature).

1. <https://solidarites-sante.gouv.fr/archives/archives-presse/archives-brevs/article/presentation-du-plan-d-action-bien-etre-et-sante-des-jeunes>
2. Les chiffres de renoncement aux soins varient fortement selon les enquêtes. Cela peut être expliqué par les disparités dans les méthodes d'échantillonnage et la variabilité des questions mobilisées pour recueillir le renoncement aux soins, la sensibilité à la formulation de cette question ayant été démontrée (Legal & Vicard, 2015).

Cette littérature met l'accent sur l'accès aux soins des enfants de moins de cinq ans dans les pays en développement (par exemple : Amara & Jemmali, 2017 ; Ersado & Aran, 2014 ; Saidi & Hamdaoui, 2017 ; Sanoussi, 2018). Rares sont les travaux qui ont étudié d'autres populations que les jeunes enfants. On notera Barbosa & Cookson (2019) qui fournissent des preuves d'inégalités injustes dans les visites chez le médecin au Brésil. L'impact du milieu social et familial d'origine sur l'utilisation des soins est également étudié par Bricard (2013). L'auteur montre une transmission intergénérationnelle des comportements de soins en population générale en France. Mais à notre connaissance, ce cadre n'a jamais été utilisé pour étudier les inégalités injustes et justes dans le recours aux soins des jeunes adultes. Pourtant la question du rôle qui doit être attribué ou non à la responsabilité individuelle dans les systèmes de santé est aujourd'hui largement débattue. Par exemple, au Royaume-Uni, des groupes de commission clinique ont recommandé que les actes chirurgicaux non-urgents soient retardés pour les fumeurs et les obèses jusqu'à ce qu'ils cessent de fumer et perdent du poids (Pillutla *et al.*, 2018).

La période de transition vers l'âge adulte s'accompagne d'une mise à distance de l'environnement familial (Galland, 1996). Cette transition amène les jeunes à formuler leurs premiers choix individuels loin des règles et des normes définies dans le cadre familial. Dans le cadre de la philosophie de la responsabilité, il existe un âge – qualifié de « *age of consent* » – en-dessous duquel les individus ne peuvent être tenus responsables de leurs choix (Arneson, 1989). Au-delà de cet âge en revanche, leurs choix traduisent leurs propres efforts. Dans la suite nous considérons que l'âge de responsabilité est celui de la majorité pénale, et donc qu'à partir de 18 ans, les comportements des jeunes adultes sont « librement » choisis et révèlent leurs préférences. Par ailleurs des travaux ont montré que certaines préférences (l'aversion au risque par exemple) étaient spécifiques aux jeunes (Paulsen *et al.*, 2011 ; Tymula *et al.*, 2012). Ainsi, même au-delà de l'âge de responsabilité, et avec une indépendance, en particulier financière, accrue, on peut se demander si leurs comportements, notamment en matière de recours aux soins, ne restent pas liés aux circonstances.

Nous mobilisons les données de l'ENRJ qui a interrogé les jeunes sur le non-recours aux soins. L'enquête fournit un grand nombre de variables sur les parents, ce qui permet de caractériser le milieu d'origine des jeunes. Elle permet également d'appréhender de manière objective le

non-recours avec la non-utilisation de services de santé, et de manière subjective avec le renoncement aux soins. Les différentes modalités des raisons du renoncement permettent enfin d'identifier si ce choix a été davantage expliqué par des contraintes ou les préférences des jeunes, ce qui permet de statuer sur le caractère juste ou injuste des inégalités qui en découlent. Alors que de nombreux travaux ont étudié les inégalités de recours aux soins en fonction du revenu à l'aide des indices de concentration, nous utilisons ici une méthode de décomposition de la variance afin de distinguer non seulement les inégalités liées aux circonstances mais également celles liées aux besoins et aux efforts. La décomposition de la variance permet de quantifier ces inégalités et suggère que les inégalités injustes sont plus importantes que les inégalités justes.

La suite de l'article présente successivement le cadre d'analyse, les données mobilisées et la méthode retenue, puis les résultats.

1. Cadre d'analyse

1.1. La demande de soins

La demande individuelle de soins comme décision économique rationnelle dépend de la comparaison entre l'utilité marginale associée à un soin supplémentaire et son coût (Grossman, 1972). Lorsqu'un besoin de soins apparaît, c'est-à-dire lorsque l'état de santé d'un individu se dégrade, l'utilité marginale de la santé augmente, entraînant une augmentation de la demande de soins pour compenser cette dégradation de l'état de santé. La demande de soins dépend donc du besoin de soins de l'individu mais également de ses préférences (dont sa préférence temporelle ou sa préférence pour la santé, c'est-à-dire la valeur accordée à une amélioration de sa santé relativement à la valeur accordée à une consommation supplémentaire), des incitations qu'il a à être en bonne santé sur le marché du travail et de sa contrainte de budget. Celle-ci dépend du revenu, du coût des soins, de l'assurance santé si l'individu en possède une, et du coût d'opportunité du temps d'investissement en santé.

L'arbitrage entre les soins et la consommation d'autres biens (nourriture, logement, vêtements, sorties, etc.) sous la contrainte de budget est en faveur de la demande de soins si l'utilité marginale retirée du soin supplémentaire est supérieure à l'utilité marginale retirée de la consommation d'autres biens. Si l'individu est très contraint budgétairement, sa consommation d'autres biens

est faible. L'utilité marginale retirée des autres biens est donc élevée, ce qui peut conduire à un arbitrage en défaveur de la consommation de soins. Cela est d'autant plus vrai si le niveau de santé reste satisfaisant : l'utilité marginale retirée de la consommation de soins sera peu élevée. Par ailleurs, la capacité à avancer les frais pour se soigner dépend du revenu, du montant des soins à charge et du niveau de couverture de l'assurance santé. Indépendamment de la capacité à payer, une hausse du coût des soins peut inciter à en diminuer la consommation si l'élasticité-prix des soins est suffisamment élevée.

La demande de soins s'exprime donc si l'individu a un besoin, si la contrainte de budget n'empêche pas la demande et que l'arbitrage y est favorable. Si ce n'est pas le cas, il s'agira de renoncement aux soins. L'individu répondra alors à son besoin de santé par d'autres moyens que la consommation de soins et pourra notamment consacrer du temps à son hygiène de vie. On parle donc de recours aux soins, ou d'utilisation des soins, lorsque la demande de soins est exprimée, qu'elle rencontre une offre de soins, et que cette offre de soins satisfait la demande. Au contraire, si la demande n'est pas satisfaite en raison d'une offre insuffisante on parle de renoncement. Cette insuffisance de l'offre peut prendre la forme de délais d'attente trop longs, qui sont à relativiser au regard de la sévérité de la maladie, d'un manque d'information sur l'offre disponible, ou encore de l'éloignement géographique.

Le non-recours, c'est-à-dire la non-utilisation des services de santé, peut donc résulter de l'absence de besoin de soins, mais aussi d'un renoncement. S'il y a un besoin de soins, le renoncement peut à son tour être induit par une contrainte de budget ou une offre insuffisante, mais aussi être délibérément choisi. On distingue ainsi deux types de renoncements : un renoncement qui relève des préférences de l'individu et un autre qui relève des contraintes de l'individu, rejoignant la distinction opérée par Desprès (2013).

1.2. Inégalités justes et injustes dans le non-recours

Le cadre théorique précédent implique une hétérogénéité de la demande de soins des individus expliquée par des différences de leurs besoins, les contraintes auxquelles ils sont confrontés et leurs préférences. On s'attend donc à observer des inégalités de recours et de non-recours aux soins dans la population. Juger de leur caractère juste ou injuste n'est toutefois pas aisé.

Le respect du principe d'équité horizontale conduit tout d'abord à considérer comme justes les inégalités liées aux besoins de soins. Le respect de la dignité humaine exige en effet d'offrir davantage de soins à ceux qui en ont le plus besoin, indépendamment des causes de la dégradation de leur état de santé (Fleurbaey & Schokkaert, 2011 ; Rochaix & Tubeuf, 2009 ; Schokkaert, 2018 ; Wagstaff & van Doorslaer, 2000).

La philosophie de la responsabilité offre ensuite un cadre d'analyse permettant de distinguer les inégalités justes et injustes selon leur source. Les inégalités résultant de comportements librement choisis par les individus sont dites justes car elles relèvent des préférences individuelles. Les individus sont tenus pour responsables des choix qui sont dans leurs sphères de contrôle, communément appelés efforts. Ils ne peuvent en revanche être tenus pour responsables de ce qui est en dehors de leur contrôle, que l'on appelle circonstances. Les inégalités liées aux circonstances sont donc considérées comme injustes et on parle d'inégalités des chances. Dans ce cadre de la philosophie de la responsabilité, il n'y a égalité des chances que si les décisions de non-recours ne sont pas liées aux circonstances et ne correspondent qu'à des choix libres reflétant les préférences individuelles. Ce point de vue normatif rejoint le principe de l'« égalité d'accès informé » (Fleurbaey & Schokkaert, 2009), selon lequel les inégalités de non-recours seront considérées comme justes si les seules sources de variation dans le non-recours aux soins sont les préférences individuelles, les individus étant tenus pour responsables de leurs choix à la condition d'être informés.

L'une des difficultés de la mesure des inégalités des chances provient du fait que les efforts ne sont pas toujours indépendants des circonstances (Roemer & Trannoy, 2016). Il existe plusieurs visions normatives de la corrélation entre efforts et circonstances. Ici nous considérons deux d'entre elles : celle de Roemer et celle de Barry. D'après Roemer (1998), la corrélation entre les efforts et les circonstances doit être considérée comme une source d'inégalités injustes, les individus ne pouvant être tenus pour responsables que des efforts qu'ils ont réellement choisis, indépendamment de toute influence de leurs circonstances. D'après Barry (1989), les individus doivent au contraire être récompensés pour la totalité de leurs efforts, que ces derniers soient ou non influencés par les circonstances. La corrélation entre les efforts et les circonstances doit donc être considérée comme une source d'inégalités justes.

On retrouve un débat similaire concernant les préférences. Selon Dworkin (1981), toutes les préférences doivent être respectées car elles définissent l'identité de la personne. Cohen (1989) nuance ce propos : seules les préférences qui ne sont pas liées aux circonstances doivent être respectées. Or Bricard (2013) a montré que les comportements de soins des individus résultent d'une transmission intergénérationnelle, ce qui suggère la transmission de préférences. Les caractéristiques parentales étant des circonstances dans la mesure où elles ne sont pas choisies, nous considérerons deux scénarios. L'un « à la Barry » où l'ensemble des inégalités liées aux efforts et aux préférences sont considérées comme justes, l'autre « à la Roemer » où seule la part des inégalités liées aux efforts et aux préférences non corrélées aux circonstances est considérée comme juste.

Les contraintes affectant les décisions de recours aux soins peuvent elles aussi être considérées comme des sources d'inégalités de recours justes ou injustes. Dans le cas de la population à laquelle nous nous intéressons, celle des jeunes, leur contrainte budgétaire dépend à la fois du revenu des parents, considéré comme une circonstance puisqu'il est indépendant de la responsabilité du jeune, mais également du revenu du jeune lui-même, qui dépend de sa décision d'offre de travail. Cette décision peut être considérée comme un effort dans la mesure où il s'agit d'un choix du jeune, mais elle peut être influencée par ses circonstances, par exemple une pression parentale ou le milieu d'origine. De même, l'information à la disposition du jeune peut provenir de ses propres efforts pour l'obtenir, ou lui venir de ses parents, eux-mêmes plus ou moins bien informés selon leur niveau de diplôme ou leur revenu. Il s'agit alors d'une circonstance. Il en est de même pour l'existence d'une couverture complémentaire santé du jeune. Si elle est fournie par les parents, c'est une circonstance. Mais si elle résulte d'un choix éclairé du jeune, il convient de la considérer comme un effort et une source d'inégalités justes. Nos mesures empiriques des besoins, des circonstances et des efforts de l'individu seront présentées plus loin.

2. Données et méthode

2.1. Données

Les données sont extraites de l'*Enquête nationale sur les ressources des jeunes* (ENRJ) réalisée par la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES) et

l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee), qui a interrogé séparément des jeunes âgés de 18 à 24 ans vivant en France et leurs parents du 1^{er} octobre au 31 décembre 2014. L'enquête représentative à l'échelle nationale est constituée de deux sous-échantillons. Le premier, de 8 857 logements ordinaires, est tiré du recensement national de 2013, où vivrait au moins un jeune de 18 à 24 ans. Le deuxième comprend 198 logements collectifs et provient du recensement communautaire, à l'exclusion des communautés religieuses et pénitentiaires. L'échantillon comporte 5 776 observations pour lesquelles le questionnaire jeune est renseigné, dont 5 197 pour lesquelles on dispose en outre d'au moins un questionnaire parent (il peut y en avoir deux si les parents sont séparés). Nous restreignons notre analyse à ces 5 197 observations afin de disposer de variables parentales nous donnant une mesure des circonstances.

2.1.1. Non-recours aux soins

Afin d'appréhender le non-recours aux soins, nous utilisons deux types de variables :

- quatre variables de non-utilisation de soins. Ces variables correspondent à une réponse négative aux questions sur les visites au cours des douze derniers mois, posées respectivement pour quatre types de médecins : « Depuis les douze derniers mois, avez-vous vu un médecin généraliste / un spécialiste (hors dentiste et gynécologue) / un dentiste / un gynécologue (pour les femmes) au moins une fois pour vous-même ? ». Ces quatre variables traduisent un éloignement du système de soins mais n'indiquent pas dans quelle mesure celui-ci est subi ou choisi en raison d'une absence de besoin ou de préférences particulières ;
- des variables relatives au renoncement aux soins, afin d'appréhender un non-recours ponctuel survenu alors qu'il y avait un besoin perçu. L'indicateur de renoncement est un indicateur subjectif dont les qualités ont été largement démontrées. Il permet d'identifier les besoins de soins non couverts, et est associé à un moindre recours aux soins et à une dégradation de l'état de santé (Allin *et al.*, 2010 ; Dourgnon *et al.*, 2012 ; Gibson *et al.*, 2019). Un premier indicateur général de renoncement est obtenu à partir d'une réponse affirmative à au moins l'une des trois questions suivantes : « Depuis les douze derniers mois, avez-vous renoncé à voir un médecin pour des examens ou des soins médicaux / un dentiste, pour des soins dentaires / à des lunettes, verres, montures, lentilles dont vous aviez besoin ? ». Nous identifions ensuite le type de renoncement

à partir d'une réponse à la question sur les raisons du renoncement. Celles proposées dans l'enquête sont « Vous n'en aviez pas les moyens », « Le délai pour le rendez-vous était trop long », « Le médecin était trop éloigné », « Vous ne connaissiez pas de bon médecin », « Vous n'aviez pas le temps », « Vous avez redouté d'aller voir le médecin ou de faire des examens », « Vous avez préféré attendre de voir si les choses allaient mieux d'elles-mêmes », « Pour d'autres raisons ». Les premières (financières, temps d'attente, distance, manque d'information) peuvent être considérées comme subies et nous parlons de renoncement « barrières ». Les autres sont appelées renoncement « préférences ». Lorsque nous étudions le renoncement barrières nous retirons de l'échantillon d'analyse les individus ayant eu par ailleurs au moins un renoncement préférences afin d'étudier ceux qui ont eu uniquement au moins un renoncement barrières et de les comparer à ceux qui n'ont eu aucun renoncement. Nous procédons de la même façon lorsque nous étudions le renoncement préférences.

Les taux de non-recours aux soins sont présentés dans le tableau 1. Le taux de non-utilisation s'élève à environ 50 % pour le dentiste, le gynécologue et les autres spécialistes, assez proches de ceux observés en population générale pour les 15-64 ans (45.1 % pour le dentiste et 51.4 % pour le spécialiste selon l'*Enquête santé et protection sociale* (ESPS) de 2014). La non-utilisation est moins fréquente pour le généraliste mais le taux s'élève encore à 15 %. Le renoncement aux soins se répartit dans des proportions similaires entre du renoncement barrières et du renoncement préférences.

2.1.2. Besoins de soins

Les besoins de soins sont décrits par le sexe, l'âge, et une série de variables de santé : l'état de santé perçu, l'indice de masse corporelle, les limitations dans les activités en raison d'un problème de santé et la maladie chronique. L'état de santé apparaît assez bon, mauvais ou très mauvais pour 12 % des jeunes de l'échantillon ; 8.4 % déclarent être limités dans leurs activités quotidiennes et près de 15 % déclarent avoir une maladie chronique (tableau 2). Par rapport à la population générale, leur état de santé apparaît meilleur : selon la DREES & Santé Publique France (2017), 32 % de la population âgée de 16 ans et plus déclare un état de santé moins que bon, 37 % une maladie chronique et 25 % être limitée.

2.1.3. Efforts

Afin de mettre en évidence des inégalités justes de recours, nous choisissons comme mesure des efforts du jeune adulte un ensemble de variables reflétant ses choix. Nous retenons la détention d'une couverture complémentaire santé acquise à titre individuel (et non celle des parents) et une série d'indicatrices identifiant l'activité principale du jeune adulte durant la semaine précédant l'enquête : être en emploi, apprenti, en études, au chômage ou avoir une autre activité. Le plus haut diplôme obtenu par le jeune est utilisé en variable catégorielle : « Sans diplôme, CEP », « Niveau brevet des collèges », « Niveau CAP, BEP et équivalent », « Niveau Baccalauréat », « Niveau Bac + 2 », « Niveau Bac + 3 et Bac + 4 », « Niveau Bac + 5 et plus ».

Tableau 1 – Taux de non-recours aux soins

	Observations	%
<i>Non-utilisation des soins</i>		
de généraliste	759	14.6
de spécialiste (dentiste et gynécologue inclus)	3 957	76.1
de spécialiste (hors gynécologue et dentiste)	2 497	48.1
de dentiste	2 499	48.1
de gynécologue ^(a)	1 308	53.7
<i>Renoncement aux soins</i>		
Au moins un renoncement	786	15.1
Au moins un renoncement barrières ^(b)	351	6.8
Au moins un renoncement préférences ^(b)	381	7.3

^(a) sur un total de 2 438 femmes ; ^(b) un même individu peut déclarer les deux types de renoncements. Dans ce cas nous l'excluons des décomptes des renoncement barrières et préférences, ce qui explique que l'addition des effectifs d'au moins un renoncement barrières et au moins un renoncement préférences soit inférieure à l'effectif déclarant au moins un renoncement (54 individus ont déclaré les deux types de renoncement).

Source : ENRJ, 2014.

Nous utilisons également le statut de cohabitation avec les parents. Nous calculons les ressources financières individuelles mensuelles du jeune en ajoutant ses revenus déclarés du travail, les revenus sociaux qu'il perçoit et l'aide totale des parents (montant total des aides financières régulières). Ce montant des ressources financières individuelles est introduit en logarithme dans les régressions afin d'éviter que les effets moyens ne soient tirés par les revenus les plus élevés et pour pouvoir interpréter les résultats en termes d'élasticité³. Le statut de cohabitation du jeune, son activité principale, ses ressources financières et son éventuelle couverture complémentaire reflètent sa situation économique. Nous attendons ici d'une part une corrélation positive entre le non-recours et le fait d'être non-cohabitant, au chômage, en études, et d'autre part une corrélation négative entre le non-recours et les ressources financières individuelles, la possession d'une couverture complémentaire santé.

La majorité des jeunes de notre échantillon ont moins de 21 ans, sont en études, mais 25 %

sont déjà en emploi. Près de 20 % d'entre eux n'habitent pas chez leurs parents (tableau 2). Le taux de non-couverture par une complémentaire santé, d'environ 5 %, est très proche de celui observé en population générale (ESPS, 2014). Parmi les jeunes couverts, un tiers le sont par une complémentaire acquise à titre individuel, les autres par celle de leurs parents. Les ressources financières du jeune s'élèvent en moyenne à 730 euros par mois. Les variables que nous considérons comme des efforts sont en grande partie corrélées aux circonstances parentales. Par exemple, l'activité du jeune n'est pas seulement le résultat d'un choix du jeune. Il peut être en emploi parce que ses parents ne peuvent pas lui fournir les ressources nécessaires à la poursuite de ses études. Cette corrélation entre les variables d'efforts et les circonstances parentales justifie pleinement une réflexion sur le traitement normatif de cette corrélation.

3. Les ressources financières sont maintenues à zéro pour les 134 jeunes adultes ne déclarant ni revenus du travail, ni aides sociales, ni aide des parents.

Tableau 2 – Statistiques descriptives des variables de besoins et d'efforts

Variables de besoins	Observations	%	Variables d'efforts	Observations	%
Sexe			Activité principale		
Femme	2 438	46.9	En emploi	1 277	24.6
Homme	2 759	53.1	Apprenti	358	6.9
Âge			En études	2 712	52.2
18 ans	1 250	24.1	Au chômage	661	12.7
19 ans	952	18.3	Autre	189	3.6
20 ans	700	13.5	Couverture complémentaire santé		
21 ans	637	12.3	Aucune	239	4.6
22 ans	632	12.3	Individuelle	1 704	32.8
23 ans	538	10.4	Parentale	3 254	62.6
24 ans	488	9.4	Non-cohabitant		
État de santé perçu			Oui	981	18.9
Très bon / Bon	4 580	88.1	Non	4 216	81.1
Très mauvais / Mauvais / Assez bon	617	11.9	Niveau du plus haut diplôme obtenu		
Est limité(e)			Sans diplôme, CEP	310	6.0
Oui	435	8.4	Brevet des collèges	459	8.8
Non	4 762	91.6	CAP, BEP	856	16.5
A une maladie chronique			Bac	2 637	50.7
Oui	773	14.9	Bac + 2	448	8.6
Non	4 424	85.1	Bac + 3 et Bac + 4	339	6.5
IMC			Bac + 5 et plus	148	2.9
Normal / Surpoids (18.5 à 30)	4 494	86.4		Moyenne	Écart-type
Maigre (sous 18.5)	485	9.3	Ressources financières	730.28	7.76
Obésité (30 et plus)	218	4.2	individuelles (en euros)		

Source : ENRJ, 2014.

2.1.4. Circonstances

Afin de mettre en évidence l'existence d'inégalités des chances, nous considérons les caractéristiques parentales qui, étant hors de la sphère de contrôle du jeune, peuvent être considérées comme des circonstances. Nous utilisons tout d'abord une indicatrice identifiant le fait que l'un des parents ait au moins le niveau du baccalauréat, puis une série d'indicatrices identifiant l'occupation de chacun des parents : en emploi, au chômage, retraité, inactif ou non renseigné. Nous considérons également le statut marital des parents (en couple marié ou non, ou séparés), leur statut vital (au moins l'un des parents est inconnu ou décédé) et leur lieu de naissance (au moins l'un des parents est né à l'étranger). Ces dernières variables peuvent être des indicateurs de précarité et l'on peut s'attendre à ce qu'elles soient positivement corrélées au non-recours. Nous retenons aussi le fait que le jeune soit couvert par la couverture complémentaire santé de ses parents et le logarithme du niveau de vie des parents. Le revenu disponible des parents provient de l'appariement de la base avec les revenus fiscaux déclarés et les unités de consommation du foyer fiscal sont déterminées en utilisant l'échelle d'équivalence de l'OCDE qui attribue un poids de 1 au premier adulte, de 0.5 aux personnes suivantes âgées de 14 ans et plus et de 0.3 pour celle âgées de moins de 14 ans. Dans le cas où les parents sont séparés, et avec des revenus fiscaux différents, le niveau de vie des parents pour un jeune adulte est calculé en additionnant les revenus des parents et en appliquant l'échelle d'équivalence de l'OCDE à la somme des compositions des ménages des deux parents, les enfants communs n'étant comptés qu'une seule fois. Nous considérons enfin la taille de l'agglomération où vit le jeune adulte (avec ou sans ses parents) comme une circonstance, ce qui est pleinement justifié pour les jeunes vivant chez leurs parents dans la mesure où ce choix relève principalement des parents, mais moins immédiat pour les 19 % de jeunes non-cohabitants. Toutefois, on peut considérer que l'effort est pris en compte avec la décision de ne pas cohabiter avec ses parents. Une fois prise en compte cette décision, certaines caractéristiques de la commune liées à la taille de celle-ci, comme par exemple l'offre de soins, constituent des circonstances affectant le recours aux soins.

La description statistique des circonstances est donnée dans le tableau 3. La majorité des jeunes ont un parent qui occupe un emploi, au moins un parent qui a le niveau du baccalauréat et une majorité relative vit dans une agglomération de

200 000 à 1 999 999 habitants. Un peu plus d'un quart de l'échantillon a des parents séparés et 15 % ont au moins un de leurs parents qui est né à l'étranger.

2. 2. Méthode

2.2.1. Analyse des inégalités des chances dans le non-recours aux soins

Afin d'analyser les inégalités des chances dans le non-recours aux soins des jeunes, nous considérons que les variables de non-utilisation ou de renoncement (Y) sont une fonction d'un vecteur de besoins B , d'un vecteur de circonstances C , d'un vecteur de variables d'efforts du jeune adulte E et d'un terme résiduel u :

$$Y = f(B, C, E, u) \quad (1)$$

Un premier modèle est estimé pour modéliser la relation définie par l'équation 1. Nous utilisons des modèles de probabilité linéaire pour lesquels les erreurs-types sont corrigées afin de tenir compte d'une hétéroscédasticité liée à la binarité de nos variables expliquées :

Modèle 1 :

$$y_i = \alpha + \sum_j \beta_j b_{j,i} + \sum_k \gamma_k c_{k,i} + \sum_l \delta_l e_{l,i} + u_i \quad (2)$$

où y_i correspond aux différentes variables de non-recours aux soins pour un jeune adulte i , les j variables b_j aux variables de besoins du jeune adulte, les k variables c_k aux variables de circonstances, et e_l sont les l variables d'efforts.

L'estimation des coefficients γ_k associés aux circonstances que nous noterons γ_k permet d'identifier par leur significativité l'existence d'inégalités des chances dans le non-recours aux soins. L'existence d'inégalités justes de non-recours aux soins est mise en évidence dès lors que les coefficients $\hat{\delta}_l$ sont significativement différents de zéro. Dans cette analyse, la part des efforts corrélée aux circonstances est comprise dans le coefficient des efforts. On considère donc implicitement que les inégalités liées à cette corrélation sont justes, ce qui correspond à la vision de Barry (scénario à la Barry).

Nous effectuons une analyse supplémentaire afin de considérer comme injustes les inégalités relevant de la corrélation entre les efforts et les circonstances, suivant la vision de Roemer (1998) pour qui seule la part des efforts non liées aux circonstances est juste. Formellement, cela

Tableau 3 – Statistiques descriptives des variables de circonstances

	Observations	%
<i>Statut vital : au moins un des parents est inconnu ou décédé</i>		
Oui	380	7.3
Non	4 817	92.7
<i>Pays de naissance : au moins un des parents est né à l'étranger</i>		
Oui	779	15.0
Non	4 418	85.0
<i>Statut marital : parents séparés</i>		
Oui	1 404	27.0
Non	3 793	73.0
<i>Diplôme : un parent a au moins le niveau du baccalauréat</i>		
Oui	2 729	52.5
Non	2 468	47.5
<i>Situation vis-à-vis du travail du père</i>		
Occupe un emploi	3 472	66.8
Au chômage	274	5.3
Retraité	387	7.5
Inactif	148	2.9
Non renseignée	916	17.6
<i>Situation vis-à-vis du travail de la mère</i>		
Occupe un emploi	3 687	70.9
Au chômage	413	8.0
Retraîtée	149	2.9
Inactive	751	14.5
Non renseignée	197	3.8
<i>Taille de l'agglomération</i>		
2 000 habitants	906	17.4
2 000 à 4 999 habitants	228	4.4
5 000 à 9 999 habitants	310	6.0
10 000 à 19 999 habitants	256	4.9
20 000 à 49 999 habitants	467	9.0
50 000 à 99 999 habitants	446	8.6
100 000 à 199 999 habitants	403	7.8
200 000 à 1 999 999 habitants	1 537	29.6
Agglomération de Paris	644	12.4
<i>Niveau de vie des parents</i>		
	Moyenne	Écart-type
	1984.3	19.1

Source : ENRJ, 2014.

revient à intégrer dans les circonstances la part des efforts corrélée à celles-ci et à l'enlever des efforts. Nous identifions pour chaque variable d'efforts la corrélation avec l'ensemble des variables de circonstances à partir du modèle 2 :

$$\text{Modèle 2 : } E_i = \alpha + \theta C_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

Le résidu ε_i donne alors une mesure de l'effort relatif, c'est-à-dire la part du choix indépendante

des circonstances. Les résidus estimés du modèle 2, que nous notons $\hat{\varepsilon}_i$, sont les efforts non liés aux circonstances. Le modèle 2 est estimé par modèle de probabilité linéaire pour chaque variable d'efforts (activité principale, niveau de diplôme, décohabitation, couverture santé individuelle, ressources financières individuelles). Les résidus sont obtenus directement et sont ensuite substitués aux variables d'efforts dans l'équation 2. Le modèle 3 permet alors une

modélisation de la probabilité de non-recours en fonction des besoins, des circonstances et des efforts relatifs, en incluant le résidu estimé par le modèle 2 dans le modèle 3 à la place de la variable d'effort :

Modèle 3 :

$$y_i = \alpha + \sum_j \beta_j b_{j,i} + \sum_k \gamma_k^R c_{k,i} + \sum_l \delta_l \hat{\varepsilon}_{l,i} + v_i \quad (4)$$

D'après le théorème de Frisch-Waugh-Lowell : $\gamma^R = \gamma + \delta \times \theta$. Le coefficient γ^R intègre bien la partie des efforts qui est corrélée aux circonstances. Cela correspond à la vision de Roemer (scénario à la Roemer). Toujours selon le théorème de Frisch-Waugh-Lowell, les coefficients associés aux efforts relatifs sont les mêmes que dans le modèle 1, $\hat{\delta}_l$ est inchangé. Les coefficients des variables de besoins (β_j) ne sont pas impactés et sont donc similaires à ceux du modèle 1. Plus la différence entre γ^R et γ sera grande, plus cela signalera une corrélation forte entre les circonstances et les efforts et un effet indirect des circonstances sur le non-recours aux soins par les efforts.

2.2.2. Évaluation de la contribution des circonstances aux inégalités dans le non-recours

Afin de mesurer la contribution des circonstances à l'inégalité dans le non-recours aux soins, nous utilisons la variance comme mesure de l'inégalité⁴. Shorrocks (1982) démontre que la variance est un indicateur de l'inégalité décomposable par sources. Afin d'évaluer la contribution des circonstances aux inégalités et de comparer cette contribution à celle des efforts, nous adaptons la méthode proposée par Jusot *et al.* (2012, 2013) sur les inégalités de santé et nous prédisons la probabilité de non-recours aux soins pour un individu i à partir du modèle 1 :

$$\hat{y}_i = \hat{\beta}B_i + \hat{\gamma}C_i + \hat{\delta}E_i \quad (5)$$

où $Y_B = \hat{\beta}B_i$ est la part expliquée par les besoins, $Y_C = \hat{\gamma}C_i$ la part expliquée par les circonstances et $Y_E = \hat{\delta}E_i$ la part expliquée par les efforts.

La variance de la probabilité de non-recours estimée ($\sigma^2(\hat{\gamma})$) peut être décomposée de la manière suivante :

$$\sigma^2(\hat{\gamma}) = cov(Y_B, \hat{\gamma}) + cov(Y_C, \hat{\gamma}) + cov(Y_E, \hat{\gamma}) \quad (6)$$

où chacune des covariances donne la contribution de chaque source à l'inégalité. La covariance

entre le non-recours et les circonstances donne une mesure des inégalités des chances dans le non-recours aux soins. Ce résultat est la décomposition de la variance selon le scénario à la Barry. La procédure est répétée à partir du modèle 3 pour obtenir la décomposition de la variance selon le scénario à la Roemer.

3. Analyse du non-recours aux soins

3.1. L'inégalité des chances

L'analyse des associations entre le non-recours aux soins et les circonstances permet de mettre en évidence les facteurs à l'œuvre dans la formation des inégalités des chances dans le non-recours aux soins des jeunes. La variable de circonstances la plus significative est le fait d'être couvert par la mutuelle des parents (tableau C1-1 du complément en ligne C1, le lien vers le complément en ligne est donné à la fin de l'article). Être couvert par une complémentaire santé parentale est corrélé négativement à la probabilité de non-recours. La fonction de réduction du coût des soins de la couverture complémentaire santé semble confirmée par le coefficient plus grand pour le renoncement barrières (tableau C1-2 du complément en ligne C1) et pour la non-utilisation du spécialiste et du dentiste, les soins pour lesquels il y a en moyenne le plus de reste à charge.

Étonnamment la variable de niveau de vie des parents n'est pas significativement associée au non-recours. Il est possible que les effets de la situation économique des parents sur le non-recours soient capturés par les variables d'efforts ou par les autres variables de circonstances relatives aux parents (activité des parents, statut vital des parents, statut du couple parental, au moins un parent né à l'étranger). Les associations étant globalement robustes aux deux spécifications, la deuxième explication semble être la plus probable. Cela indique l'existence d'inégalités des chances liées à un effet direct et indirect des circonstances sur le recours aux soins.

4. Une mesure normalisée et mondialement répandue pour mesurer les inégalités horizontales dans l'utilisation des soins selon le revenu est l'indice de concentration (O'Donnell *et al.*, 2007). Cette mesure a l'avantage de proposer un indicateur unique des inégalités de recours aux soins existant tout au long de la distribution des revenus, en considérant toutes les inégalités liées au revenu comme injustes et les inégalités liées aux besoins de soins comme justes. Elle a donc l'inconvénient de ne pas prendre en compte les sources d'inégalités qui ne sont pas corrélées au revenu. Elle ne permet pas non plus d'identifier si les différences d'utilisation observées en fonction du revenu sont liées à des barrières à l'accès aux soins ou si elles sont librement choisies par les individus au regard de leurs préférences. Pour ces raisons et étant donné notre objet d'étude, nous adoptons comme méthode la décomposition de la variance.

Plusieurs variables apparaissent également sources d'inégalités justes. Parmi les variables d'efforts, les variables d'activité du jeune sont significativement associées au non-recours, particulièrement le fait d'être au chômage qui apparaît comme un indicateur de précarité économique. Le niveau de diplôme est négativement corrélé au non-recours, indiquant des inégalités sociales. Avoir une couverture complémentaire santé à titre individuelle par rapport au fait de ne pas en avoir est corrélé significativement et négativement au non-recours. De plus, la variable de non-cohabitation est aussi significativement corrélée à tous les types de recours mais le signe de cette corrélation diffère selon les spécialités.

3.2. Décomposition de l'inégalité de non-recours

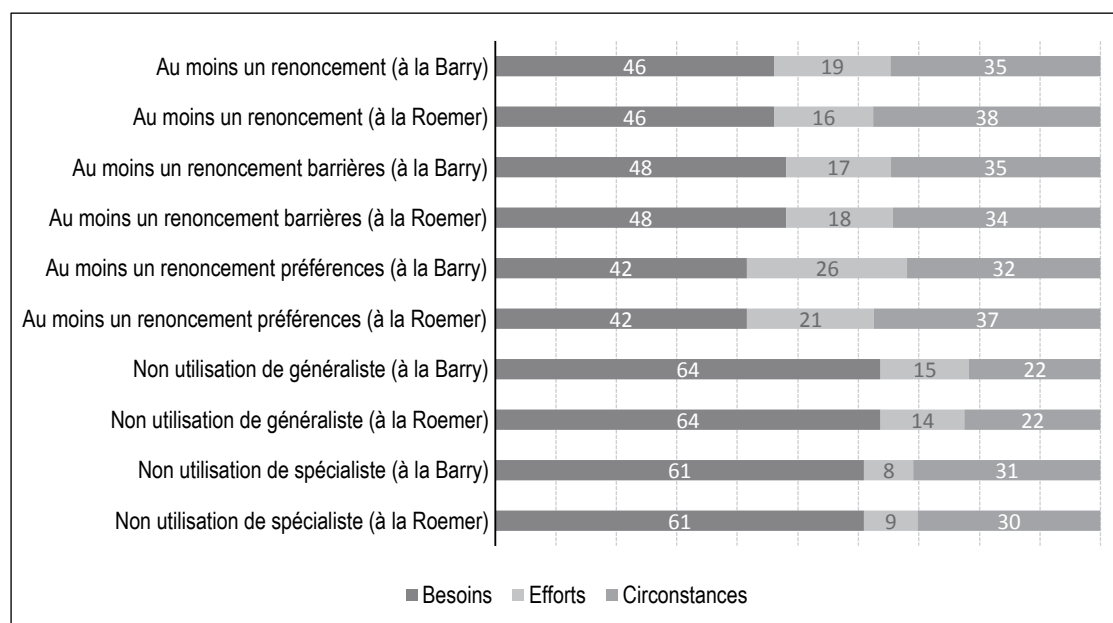
Afin de mesurer l'ampleur des inégalités injustes et des inégalités justes, nous étudions la contribution des circonstances, des efforts et des besoins à la variance prédite par les modèles de probabilité linéaire présentés plus haut, selon les scénarios à la Barry et à la Roemer.

Pour tous nos indicateurs de non-utilisation, les variables contribuant le plus à la variance sont celles se rapportant aux besoins (figure), ce qui

suggère que le système de santé atteint son objectif premier d'équité verticale dans l'accès aux soins, y compris chez les jeunes adultes. Cependant, pour les variables de renoncement, la part de la variance expliquée par les besoins est plus faible que pour les variables de non-utilisation (au maximum 48 % pour le renoncement et au minimum 61 % pour la non-utilisation). Ceci semble provenir de la différence de contribution de la variable sexe dans l'inégalité à la non-utilisation et dans l'inégalité au renoncement (tableaux 4 et 5). On voit par ailleurs que la contribution des besoins varie selon la spécialité (voir figure A-I en annexe).

Les circonstances ont une part plus importante que les efforts, ce qui démontre l'importance d'inégalités injustes par rapport aux inégalités justes. La contribution des circonstances est plus élevée pour les variables de renoncement aux soins que pour les variables de non-utilisation. La contribution des circonstances est la plus importante dans le scénario à la Roemer pour au moins un renoncement (38 %). Dans ce scénario, la prise en compte de la corrélation des circonstances avec les efforts augmente mécaniquement le poids des circonstances pour tous les indicateurs de non-utilisation et de renoncement. La différence entre les deux scénarios est plus ou moins marquée selon la spécialité pour laquelle il y a un non-recours.

Figure – Contributions relatives des besoins, des efforts et des circonstances à la variance des variables de non-recours aux soins (en %)



Lecture : les besoins expliquent 46 % de la variance prédite de la probabilité d'avoir au moins un renoncement aux soins dans le cas où la corrélation des circonstances et des efforts est incluse dans les efforts (scénario à la Barry).
Source : ENRJ, 2014.

Ces différences sont associées à des contributions diverses de certaines variables individuelles (tableaux 4 et 5). Parmi les circonstances, la couverture par la mutuelle parentale est souvent, parmi les variables parentales, celle qui contribue le plus à l'explication des inégalités des chances. Vient ensuite la taille de l'agglomération, ce qui suggère le rôle important de l'offre de soins. Parmi les autres circonstances, le fait que les parents soient séparés plutôt qu'en couple et la situation vis-à-vis du travail du père sont celles qui contribuent le plus à l'explication de la variance du non-recours.

Concernant les efforts, la décohabitation est la variable qui contribue le plus à l'inégalité dans le cas du renoncement mais sa contribution est moindre dans le cas de la non-utilisation. Le niveau du diplôme est la source principale d'inégalités justes dans la non-utilisation et le renoncement préférences. Toutefois, c'est la

variable d'effort pour laquelle la contribution diminue le plus dans le scénario à la Roemer. Les circonstances ont donc un fort effet sur le non-recours et cet effet passe principalement par le niveau de diplôme.

On voit des différences selon la spécialité pour laquelle on observe une non-utilisation. En particulier, la nature de l'inégalité de la non-utilisation du gynécologue apparaît très différente de celle observée pour les autres indicateurs (voir tableau A-1 en annexe). La variance semble moins expliquée par les besoins de soins, et ce sont les variables d'efforts qui contribuent le plus à la variance. Une explication possible est que le recours au gynécologue est essentiellement préventif, pour motif de contraception notamment (Cohen *et al.*, 2000). Il serait donc moins lié aux autres problèmes de santé et serait davantage déterminé par les préférences individuelles. Nous voyons que les circonstances jouent néanmoins

Tableau 4 – Contributions des variables de besoins, d'efforts et de circonstances aux inégalités de non-utilisation selon deux scénarios (en % de la variance)

Scénario	Généraliste		Spécialiste	
	à la Barry	à la Roemer	à la Barry	à la Roemer
Variance expliquée	0.0060	0.0060	0.0069	0.0069
<i>Besoins</i>				
Âge	63.7	63.7	60.9	60.9
Santé perçue	12.0	12.0	17.4	17.4
IMC	5.4	5.4	1.6	1.6
Femme	0.2	0.2	1.3	1.3
A une limitation	33.1	33.1	25.6	25.6
A une maladie chronique	1.9	1.9	5.5	5.5
	11.1	11.1	9.5	9.5
<i>Efforts</i>				
Activité principale du jeune	14.6	13.9	8.1	8.9
Niveau de diplôme du jeune	5.0	4.8	6.2	4.7
Couverture santé individuelle	12.8	11.9	4.0	5.0
Non-cohabitant	-3.9	-3.2	-5.6	-3.5
Ressources financières du jeune	0.3	0.1	0.6	0.4
	0.4	0.4	3.0	2.2
<i>Circonstances</i>				
Couverture santé parentale	21.7	22.4	30.9	30.2
Statut vital des parents	8.1	7.4	12.2	12.3
Lieu de naissance des parents	0.4	1.0	0.1	0.3
Parents séparés	1.0	1.2	3.4	3.7
Niveau de vie des parents	0.1	0.0	0.2	0.3
Diplôme des parents	0.1	0.6	1.3	2.0
Statut d'activité du père	-0.5	-0.2	1.3	0.7
Statut d'activité de la mère	5.5	5.4	3.3	2.2
Taille de l'agglomération	2.0	2.3	5.1	4.7
	5.0	4.8	4.0	4.0

Lecture : l'âge explique 12 % de la variance prédite de la probabilité de ne pas avoir consulté un généraliste dans le cas où la corrélation des circonstances et des efforts est incluse dans les efforts (scénario à la Barry).
Source : ENRJ, 2014.

Tableau 5 – Contributions des variables de besoins, d'efforts et de circonstances aux inégalités de renoncement selon deux scénarios (en % de la variance)

Scénario	Au moins un renoncement		Au moins un renoncement barrières		Au moins un renoncement préférences	
	à la Barry	à la Roemer	à la Barry	à la Roemer	à la Barry	à la Roemer
Variance expliquée	0.0078	0.0078	0.0051	0.0051	0.0017	0.0017
<i>Besoins</i>	46.0	46.0	48.0	48.0	41.5	41.5
Âge	10.7	10.7	19.8	19.8	2.8	2.8
Santé perçue	21.0	21.0	13.3	13.3	26.0	26.0
IMC	1.8	1.8	2.1	2.1	0.8	0.8
Femme	1.7	1.7	6.0	6.0	0.5	0.5
A une limitation	3.9	3.9	3.1	3.1	3.9	3.9
A une maladie chronique	6.9	6.9	3.7	3.7	7.4	7.4
<i>Efforts</i>	19.2	16.4	17.3	17.6	26.7	21.1
Activité principale du jeune	6.1	6.0	8.1	8.8	7.6	6.1
Niveau diplôme du jeune	5.2	3.8	3.7	3.1	12.9	10.6
Couverture santé individuelle	-5.7	-3.9	-5.1	-2.4	-1.9	-1.7
Non-cohabitant	13.3	10.2	10.9	8.2	6.5	4.6
Ressources financières du jeune	0.2	0.4	-0.2	-0.1	1.6	1.5
<i>Circonstances</i>	34.8	37.6	34.7	34.3	31.9	37.4
Couverture santé parentale	11.3	13.2	11.9	12.1	6.8	10.4
Statut vital des parents	2.8	3.6	3.1	3.9	0.3	0.6
Lieu de naissance des parents	2.5	1.9	2.7	2.4	0.5	0.2
Parents séparés	4.8	5.5	1.8	2.2	7.5	8.9
Niveau de vie des parents	1.4	1.5	1.0	1.4	0.5	0.4
Diplôme des parents	-0.8	-1.0	1.1	-0.3	0.8	0.5
Statut d'activité du père	5.9	5.1	7.9	6.6	3.0	3.1
Statut d'activité de la mère	0.8	0.8	1.0	0.7	1.6	2.0
Taille de l'agglomération	6.0	7.0	4.1	5.2	10.9	11.4

Lecture : la santé perçue explique 21 % de la variance prédite de la probabilité d'avoir au moins un renoncement aux soins dans le cas où la corrélation des circonstances et des efforts est incluse dans les efforts (scénario à la Barry).
Source : ENRJ, 2014.

un rôle non négligeable en contribuant à hauteur de 24 % de la variance dans le scénario à la Barry et de 30 % dans le scénario à la Roemer.

On peut noter que disposer d'une couverture complémentaire individuelle contribue négativement à la variance de la probabilité estimée de non-recours. Par rapport à n'en avoir aucune, avoir une couverture complémentaire diminue la probabilité de non-recours et diminue l'écart à la moyenne de non-recours de l'échantillon. Ces deux effets négatifs entraînent une contribution positive à la variance de la probabilité estimée de non-recours⁵. Cet effet, attendu, est celui constaté pour la complémentaire santé des parents. Toutefois, les jeunes avec une couverture individuelle ont en moyenne plus de non-recours que l'ensemble de l'échantillon, ce qui augmente l'écart à la moyenne de non-recours de l'échantillon. Donc, contrairement à l'effet attendu, la

complémentaire santé individuelle contribue négativement à la variance, ce qui explique le signe négatif de la contribution de la complémentaire santé individuelle.

* *
*

L'article analyse des inégalités justes et injustes de non-recours aux soins, question sous-étudiée en France pour la population des jeunes adultes.

Les déterminants du recours ne leur sont pas spécifiques, nous retrouvons les résultats mis en évidence dans la littérature pour la population

5. Pour rappel, la contribution d'une variable est le produit du coefficient de la variable dans les modèles expliquant le non-recours et de la covariance de cette variable avec la probabilité estimée de non-recours.

générale : être une femme, avoir une santé dégradée et détenir une couverture complémentaire sont positivement liés au recours. Nos résultats sont en adéquation avec ceux de Ménard & Guignard (2013). Nous retrouvons l'association positive entre le recours au généraliste et le diplôme du jeune. Nous mettons en évidence l'association entre le non-recours et plusieurs variables parentales, ce qui suggère la persistance du rôle des circonstances dans le non-recours, au-delà de la majorité.

Alors que la littérature étudiant les inégalités de recours aux soins se concentre sur les inégalités selon le niveau de vie, de manière surprenante, le niveau de vie des parents et les ressources financières du jeune n'apparaissent pas liés au non-recours, une fois contrôlés les autres déterminants. Une explication serait que l'indicateur de ressources financières du jeune ne rend pas bien compte de sa situation sociale globale en raison de son interdépendance avec sa situation d'emploi. Pour ceux qui ne sont pas en emploi, les ressources financières reflètent l'aide reçue des parents et les aides sociales. Pour ceux qui sont en emploi, la principale ressource financière est le salaire mais les jeunes étant en début de carrière, ce salaire n'est pas stabilisé et ne constitue donc pas non plus un bon indicateur de niveau de vie. Ces résultats montrent donc l'importance de considérer des sources d'inéquités horizontales dans l'accès aux soins, sans se restreindre, comme le font les analyses mobilisant des indices de concentration (Barbosa & Cookson, 2019), aux inégalités de recours le long de la distribution des revenus.

La décomposition par source des inégalités prédites de non-recours aux soins montre que la contribution la plus forte est celle des besoins de soins. Cela suggère qu'il s'agit avant tout d'inégalités justes, qui reflètent un système respectant le principe d'équité vertical dans le recours aux soins. Les efforts, source d'inégalités justes, ont une contribution plus faible que les circonstances, sources d'inégalités injustes. Nos résultats montrent ainsi l'importance des circonstances dans l'explication des inégalités de non-recours aux soins, et l'ampleur des inégalités des chances.

Concernant les facteurs à l'œuvre dans la construction de ces inégalités injustes, le rôle joué par la couverture complémentaire santé des parents est crucial. En réduisant le coût des soins et donc en facilitant l'accès aux soins de ceux qui en bénéficient, elle contribue aux inégalités de non-recours. Au-delà de la non-couverture,

l'hétérogénéité dans la qualité de la couverture proposée par les différents contrats de complémentaire santé pourrait être une source d'inégalités de non-recours aux soins. On peut faire l'hypothèse que la complémentaire santé des parents offre une meilleure couverture que celle souscrite à titre individuel, compte tenu du prix des contrats les plus couvrants.

Les données de l'ENRJ permettent de prendre en compte de nombreuses variables, avec toutefois un nombre plus important de variables de circonstance que de variables d'effort. En particulier, l'enquête ne donne pas d'informations sur les comportements à risque en matière de santé. Cela peut conduire à une surestimation de la part relative des inégalités expliquées par les circonstances, donc à une surestimation des inégalités injustes et au contraire à une sous-estimation des inégalités justes. Par ailleurs, la littérature sur les inégalités des chances a montré l'importance de la reproduction sociale, que celle-ci passe par la transmission intergénérationnelle du niveau d'études ou encore du revenu (voir Ferreira & Peragine, 2015, pour une revue de la littérature). La scolarité n'étant pas achevée pour l'ensemble de notre population d'étude, et le niveau de salaire ou la profession n'étant pas stable au début de la vie active, on peut donc supposer que la corrélation entre les circonstances et les efforts peut être sous-évaluée.

Les données ne nous permettent également pas d'étudier le recours aux soins de santé mentale alors que pourtant des politiques, tels que le Pass Santé Jeunes, ont été mises en place pour améliorer l'accès aux psychologues.

Une autre limite de notre analyse est la faiblesse de la part des inégalités pour laquelle nous apportons une explication, ce qui est fréquent dans l'analyse des inégalités des chances en santé (Jusot & Tubeuf, 2019) et provient de la faiblesse de la variance expliquée par les variables explicatives dans les modèles. C'est une des limites de l'utilisation d'une méthode paramétrique dans l'analyse des inégalités. Cette méthode permet en revanche de décomposer les inégalités.

Dans cette analyse, nous avons fait l'hypothèse que l'âge du consentement a été atteint à la majorité et donc que l'ensemble des préférences (donc des efforts) du jeune majeur doivent être respectées, ce qui est cohérent avec les pratiques médicales : jusqu'à l'âge de 18 ans, les parents doivent donner leur consentement pour des opérations chirurgicales. Il est cependant possible pour un mineur de consulter un

médecin sans que ses parents ne soient mis au courant. Il serait donc envisageable de retenir un âge de consentement inférieur à 18 ans, comme cela a pu être fait dans d'autres études (par exemple Hufe *et al.*, 2017). Cela n'est toutefois pas possible avec l'ENRJ.

Malgré ces limites, les résultats présentés ici démontrent l'importance des circonstances dans l'explication des inégalités de non-recours aux soins chez les jeunes. Ils soulignent l'intérêt de leur prise en compte dans les politiques visant à réduire les inégalités de non-recours. La prise en compte des ressources parentales lors de l'attribution d'aides pour accéder aux soins et la fourniture d'une complémentaire de bonne qualité pour les jeunes qui en ont le plus besoin apparaissent être des pistes possibles pour une

politique de lutte contre les inégalités des chances dans le recours aux soins. Plus généralement, comprendre les inégalités de non-recours aux soins parmi les jeunes adultes peut fournir une explication à la hausse du gradient social de santé observée lors du passage de l'adolescence à l'âge adulte (Currie & Stabile, 2003 ; Sweeting *et al.*, 2016) et par là même un moyen de réduire les inégalités de santé (Marmot *et al.*, 2008 ; White *et al.*, 2009).

En démontrant l'importance des inégalités des chances dans le recours aux soins, cette recherche participe aussi à la compréhension de la construction des inégalités des chances en santé. Dans une optique de lutte des inégalités des chances en santé, cela démontre l'importance de les surveiller tout au long du cycle de vie. □

Lien vers le complément en ligne : https://insee.fr/fr/statistiques/fichier/4514417/ES-514-515-516_Jusot_Mignon_Complements.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Allin, S., Grignon, M. & Le Grand, J. (2010).** Subjective unmet need and utilization of health care services in Canada: what are the equity implications? *Social Science & Medicine*, 70(3), 465–472. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.10.027>
- Amara, M. & Jemmali, H. (2017).** On the Decomposition and Dynamics of Inequality of Opportunities: A Special Focus on Early Childhood Health and Nutrition in Tunisia. Economic Research Forum, *Working paper* N° 1093. <https://erf.org.eg/wp-content/uploads/2017/05/1093.pdf>
- Antunez, K. & Papuchon, A. (2018).** *En 2017, des Français moins inquiets et davantage demandeurs d'intervention publique.* https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/synthese_2018_resultats_barometre_drees.pdf
- Arneson, R. J. (1989).** Equality and Equal Opportunity for Welfare. *Philosophical Studies: An International Journal for Philosophy in the Analytic Tradition*, 56(1), 77–93. <http://www.jstor.org/stable/4320032>
- Bago d'Uva, T. & Jones, A. M. (2009).** Health care utilisation in Europe: New evidence from the ECHP. *Journal of Health Economics*, 28(2), 265–279. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2008.11.002>
- Barbosa, E. C. & Cookson, R. (2019).** Multiple inequity in health care: An example from Brazil. *Social Science & Medicine*, 228. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2019.02.034>
- Barry, B. (1989).** *Theories of justice: a treatise on social justice*, vol. 16. Los Angeles: University of California Press.
- Bricard, D. (2013).** *Construction des inégalités des chances en santé à travers les modes de vie.* Thèse, Université Paris Dauphine - Paris IX. <https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-00984626>
- Castray, M., Wittwer, J., Montagni, I. & Tzourio, C. (2019).** Les déterminants du renoncement aux soins pour raisons financières des étudiants – une analyse à partir de l'étude i-Share. *Revue d'économie politique*, 129(4), 467–488. <https://doi.org/10.3917/redp.294.0467>
- Cohen, G. A. (1989).** On the Currency of Egalitarian Justice. *Ethics*, 99(4). <https://doi.org/10.1086/293126>

Cohen, J., Madelanat, P. & Levy-Toledano, R. (2000). *Gynécologie et santé des femmes: quel avenir en France ? État des lieux et perspectives en 2020*. Paris : Éditions Eska.

Currie, J. & Stabile, M. (2003). Socioeconomic Status and Child Health: Why Is the Relationship Stronger for Older Children? *American Economic Review*, 93(5), 1813–1823.
<https://doi.org/10.1257/000282803322655563>

Desprès, C. (2013). Négocier ses besoins dans un univers contraint. Le renoncement aux soins en situation de précarité. *Anthropologie & Santé*, 6. <https://doi.org/10.4000/anthropologiesante.1078>

Devaux, M. (2015). Income-related inequalities and inequities in health care services utilisation in 18 selected OECD countries. *The European Journal of Health Economics*, 16(1), 21–33.
<https://doi.org/10.1007/s10198-013-0546-4>

Devaux, M., Jusot, F., Trannoy, A. & Tubeuf, S. (2008). La santé des seniors selon leur origine sociale et la longévité de leurs parents. *Économie et Statistique*, 411, 25–46. <https://doi.org/10.3406/estat.2008.7047>

Direction de la recherche des études de l'évaluation et des statistiques et Santé Publique France (2017). *L'état de santé de la population en France - Rapport 2017*.
<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/esp2017.pdf>

Dourgnon, P., Jusot, F. & Fantin, R. (2012). Payer nuit gravement à la santé : une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé. *Économie Publique/Public Economics*, 28-29, 123–147.
<http://journals.openedition.org/economiepublique/8851>

Dworkin, R. (1981). What is Equality? Part 1: Equality of Welfare. *Philosophy & Public Affairs*, 10(3), 185–246. <http://www.jstor.org/stable/2264894>

Ersado, L. & Aran, M. (2014). Inequality of Opportunity among Egyptian Children. *Policy Research Working Papers*. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-7026>

Ferreira, F. H. G. & Peragine, V. (2015). Equality of Opportunity: Theory and Evidence. *Policy Research Working Papers*. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-7217>

Fleurbaey, M. & Schokkaert, E. (2009). Unfair inequalities in health and health care. *Journal of Health Economics*, 28(1), 73–90. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2008.07.016>

Fleurbaey, M. & Schokkaert, E. (2011). Equity in health and health care. In: Pauly, M. V., McGuire, T. G. & Barros, P. P. (Eds.), *Handbook of Health Economics*, Vol. 2, pp. 1003–1092. Amsterdam : Elsevier.
<https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53592-4.00016-5>

Galland, O. (1996). L'entrée dans la vie adulte en France. Bilan et perspectives sociologiques. *Sociologie et société*, 28(1), 37–46. <https://doi.org/10.7202/001280ar>

Gibson, G., Grignon, M., Hurley, J. & Wang, L. (2019). Here comes the SUN: Self-assessed unmet need, worsening health outcomes, and health care inequity. *Health Economics*, 28(6), 727–735.
<https://doi.org/10.1002/hec.3877>

Grossman, M. (1972). On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 80(2), 223–255. <https://doi.org/10.1086/259880>

Hufe, P., Peichl, A., Roemer, J. & Ungerer, M. (2017). Inequality of income acquisition: the role of childhood circumstances. *Social Choice and Welfare*, 49(3), 499–544. <https://doi.org/10.1007/s00355-017-1044-x>

Jusot, F., Tubeuf, S. & Trannoy, A. (2012). Les différences d'état de santé en France : inégalités des chances ou reflet des comportements à risques ? *Économie et Statistique*, 455-456, 37–51.
<https://doi.org/10.3406/estat.2012.10016>

Jusot, F., Tubeuf, S. & Trannoy, A. (2013). Circumstances and Efforts: How important is their correlation for the measurement of inequality of opportunity in health? *Health Economics*, 22(12), 1470–1495.
<https://doi.org/10.1002/hec.2896>

Jusot, F. & Tubeuf, S. (2019). Equality of Opportunity in Health and Health care. In: *The Oxford Encyclopedia of Health Economics*. <https://doi.org/10.1093/acrefore/9780190625979.013.3>

Legal, R. & Vicard, A. (2015). Renoncement aux soins pour raisons financières : le taux de renoncement aux soins pour raisons financières est très sensible à la formulation des questions. *DREES, Dossier Solidarités et Santé*, 66. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/dss66.pdf>

Marmot, M., Friel, S., Bell, R., Houweling, T. A. & Taylor, S. (2008). Closing the gap in a generation: health equity through action on the social determinants of health. *The Lancet*, 372(9650), 1661–1669. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(08\)61690-6](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(08)61690-6)

Ménard, C. & Guignard, R. (2013). Santé et consommation de soins des 15-30 ans. *In*: Beck, F. & Richard, J.-B. (Eds.), *Les comportements de santé des jeunes. Analyses du Baromètre santé*, pp. 174–197. Saint-Denis : Inpes éditions.

Mosquera, P. A., Waenerlund, A.-K., Goicolea, I. & Gustafsson, P. E. (2017). Equitable health services for the young? A decomposition of income-related inequalities in young adults' utilization of health care in Northern Sweden. *International Journal for Equity in Health*, 16(1), 20. <https://doi.org/10.1186/s12939-017-0520-3>

O'Donnell, O., Van Doorslaer, E., Wagstaff, A. & Lindelow, M. (2007). *Analyzing Health Equity Using Household Survey Data: A Guide to Techniques and their Implementation*. Washington: World Bank. <https://doi.org/10.1596/978-0-8213-6933-3>

Paulsen, D., Platt, M., Huettel, S. & Brannon, E. (2011). Decision-Making Under Risk in Children, Adolescents, and Young Adults. *Frontiers in Psychology*, 2. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2011.00072>

Pillutla, V., Maslen, H. & Savulescu, J. (2018). Rationing elective surgery for smokers and obese patients: responsibility or prognosis? *BMC Medical Ethics*, 19(1), 28. <https://doi.org/10.1186/s12910-018-0272-7>

Rochaix, L. & Tubeuf, S. (2009). Mesures de l'équité en santé. *Revue Économique*, 60(2), 325–344. <https://doi.org/10.3917/reco.602.0325>

Roemer, J. E. (1998). *Equality of opportunity*. Cambridge: Harvard University Press.

Roemer, J. E. & Trannoy, A. (2016). Equality of Opportunity: Theory and Measurement. *Journal of Economic Literature*, 54(4), 1288–1332. <https://doi.org/10.1257/jel.20151206>

Saidi, A. & Hamdaoui, M. (2017). On measuring and decomposing inequality of opportunity in access to health services among Tunisian children: a new approach for public policy. *Health and Quality of Life Outcomes*, 15(1), 213. <https://doi.org/10.1186/s12955-017-0777-7>

Sanoussi, Y. (2018). Health Inequality of Opportunity: A Non-Parametric Approach Analysis. *Available at SSRN*. <https://ssrn.com/abstract=3100013>

Schokkaert, E. (2018). Justice in health: measuring inequality. Paris School of Economics.

Shorrocks, A. F. (1982). Inequality Decomposition by Factor Components. *Econometrica*, 50(1), 193–211. <https://doi.org/10.2307/1912537>

Sweeting, H., Green, M., Benzeval, M. & West, P. (2016). The emergence of health inequalities in early adulthood: evidence on timing and mechanisms from a West of Scotland cohort. *BMC Public Health*, 16(1), 41 <https://doi.org/10.1186/s12889-015-2674-5>

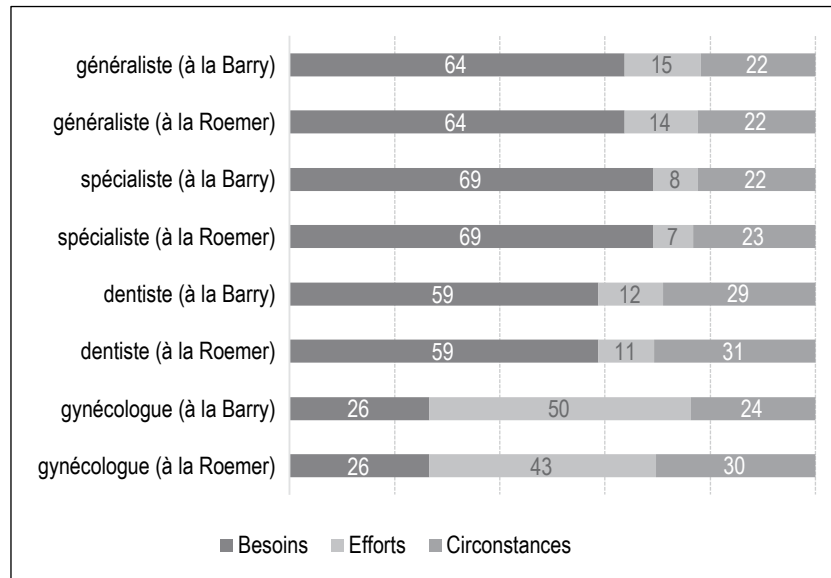
Tymula, A., Rosenberg Belmaker, L. A., Roy, A. K., Ruderman, L., Manson, K., Glimcher, P. W. & Levy, I. (2012). Adolescents' risk-taking behavior is driven by tolerance to ambiguity. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 109(42), 17135–17140. <https://doi.org/10.1073/pnas.1207144109>

Wagenius, C. M., San Sebastián, M., Gustafsson, P. E. & Goicolea, I. (2018). Access for all? Assessing vertical and horizontal inequities in healthcare utilization among young people in northern Sweden. *Scandinavian Journal of Public Health*, 47(1), 1– 8. <https://doi.org/10.1177/1403494818774965>

Wagstaff, A. & van Doorslaer, E. (2000). Equity in health care finance and delivery. *In*: Culyer, A. J. & Newhouse, J. P. (Eds.), *Handbook of Health Economics*, Vol. 1, pp. 1803–1862. Amsterdam: Elsevier. [https://doi.org/10.1016/S1574-0064\(00\)80047-5](https://doi.org/10.1016/S1574-0064(00)80047-5)

White, M., Adams, J. & Heywood, P. (2009). How and why do interventions that increase health overall widen inequalities within populations. *In*: Babones, S. J. (Ed.), *Social Inequality and Public Health*, pp. 64–81. Bristol: Policy. <https://doi.org/10.1332/policypress/9781847423207.003.0005>

Figure A-I – Contributions relatives des besoins, des efforts et des circonstances à la variance des variables de non-utilisation des soins, selon la spécialité (en %)



Lecture : les besoins expliquent 64 % de la variance prédite de la probabilité de ne pas avoir consulté un généraliste dans le cas où la corrélation des circonstances et des efforts est incluse dans les efforts (scénario à la Barry).
Source : ENRJ, 2014

Tableau A-1 – Contributions des variables de besoins, d'efforts et de circonstances aux inégalités de non-utilisation selon deux scénarios (en % de la variance)

Scénario	Généraliste		Spécialiste		Dentiste		Gynécologue	
	à la Barry	à la Roemer	à la Barry	à la Roemer	à la Barry	à la Roemer	à la Barry	à la Roemer
Variance expliquée	0.0060	0.0060	0.0165	0.0165	0.0081	0.0081	0.0145	0.0145
<i>Besoins</i>	63.7	63.7	69.2	69.2	58.8	58.8	26.3	26.3
Âge	12.0	12.0	6.3	6.3	50.2	50.2	25.1	25.1
Santé perçue	5.4	5.4	9.9	9.9	0.1	0.1	0.0	0.0
IMC	0.2	0.2	0.5	0.5	3.1	3.1	-0.1	-0.1
Femme	33.1	33.1	16.5	16.5	4.4	4.4		
A une limitation	1.9	1.9	14.3	14.3	0.1	0.1	1.2	1.2
A une maladie chronique	11.1	11.1	21.6	21.6	0.8	0.8	0.2	0.2
<i>Efforts</i>	14.6	13.9	8.4	7.5	12.1	10.5	50.0	43.3
Activité principale de jeune	5.0	4.8	6.8	5.5	7.5	6.6	8.7	8.7
Niveau de diplôme du jeune	12.8	11.9	4.8	4.1	2.2	3.0	7.0	5.9
Couverture santé individuelle	-3.9	-3.2	-6.0	-3.8	-7.5	-6.6	15.7	15.5
Non-cohabitant	0.3	0.1	2.2	1.2	8.7	5.7	7.1	4.9
Ressources financières du jeune	0.4	0.4	0.5	0.4	1.3	1.7	11.4	8.2
<i>Circonstances</i>	21.7	22.4	22.4	23.3	29.1	30.7	23.7	30.4
Couverture santé parentale	8.1	7.4	12.0	12.6	16.6	17.8	-9.0	-4.8
Statut vital des parents	0.4	1.0	0.1	0.3	2.1	2.4	0.2	0.3
Lieu de naissance des parents	1.0	1.2	0.3	0.3	-0.2	-0.2	4.2	5.3
Parents séparés	0.1	0.0	0.6	0.9	1.8	2.1	4.0	3.7
Niveau de vie des parents	0.1	0.6	0.9	1.5	0.1	0.2	7.0	9.4
Diplôme des parents	-0.5	-0.2	2.4	2.5	0.9	0.5	0.4	-0.3
Statut d'activité du père	5.5	5.4	1.2	0.7	-1.1	-1.3	2.8	2.9
Statut d'activité de la mère	2.0	2.3	2.5	2.2	1.0	1.1	7.7	7.7
Taille de l'agglomération	5.0	4.8	2.5	2.3	7.8	8.1	6.5	6.3

Lecture : l'IMC explique 0.2 % de la variance prédite de la probabilité de ne pas avoir consulté un généraliste dans le cas où la corrélation des circonstances et des efforts est incluse dans les efforts (scénario à la Barry).
Source : ENRJ, 2014.

