



Préférences, santé mentale, décisions d'assurance santé et inégalités dans le recours aux soins des jeunes adultes en France

Doriane Mignon

► To cite this version:

Doriane Mignon. Préférences, santé mentale, décisions d'assurance santé et inégalités dans le recours aux soins des jeunes adultes en France. *Economies et finances*. Université Paris sciences et lettres, 2020. Français. NNT : 2020UPSLD030 . tel-03279010

HAL Id: tel-03279010

<https://theses.hal.science/tel-03279010>

Submitted on 6 Jul 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



**THÈSE DE DOCTORAT
DE L'UNIVERSITÉ PSL**

Préparée à l'Université Paris-Dauphine

**Préférences, santé mentale, décisions d'assurance santé et
inégalités dans le recours aux soins des jeunes adultes en
France**

Soutenue par

Doriane MIGNON

Le 25 novembre 2020

École doctorale n°ED 543

Ecole Doctorale SDOSE

Spécialité

Sciences Économiques

Composition du jury :

Sandy TUBEUF

Professeur, Université catholique de Louvain *Rapporteur*

Michel GRIGNON

Professeur, McMaster University *Rapporteur*

Meglena JELEVA

Professeur, Université Paris Nanterre *Présidente du jury*

Fabrice ÉTILÉ

Directeur de recherche, Paris School of Economics and INRA *Examinateur*

Jérôme WITTWER

Professeur, Université de Bordeaux *Examinateur*

Florence JUSOT

Professeur, Université Paris-Dauphine-PSL *Directrice de thèse*

L'Université Paris-Dauphine n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses; ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

Remerciements

Mon remerciement le plus important et le plus large s'adresse indéniablement à Florence Jusot. Les sources de remerciements sont nombreuses mais tout a commencé par cette rencontre à l'issue de laquelle elle a accepté de devenir ma directrice de thèse. A l'époque je ne mesurais pas toute la chance que j'avais, et que j'ai eu, de pouvoir bénéficier de son appui. Je ne suis pas sûre d'en mesurer encore toute la portée. Bénéficier de ses lumières et de sa perspicacité a été un élément clé. Elle m'a également montré par l'exemple ce qu'est être un enseignant chercheur, un aspect très précieux à moi jeune doctorante qui découvrait le monde académique. Merci d'avoir été là aux moments clés, de m'avoir soutenue, de m'avoir guidée dans mes premiers pas de vie de chercheuse.

Je souhaite ensuite remercier les membres de mon jury. Merci particulièrement à Michel Grignon et Sandy Tubeuf qui ont accepté d'être les rapporteurs de cette thèse. Merci également d'avoir été là à la pré-soutenance et de m'avoir fait part de vos premiers commentaires. Cette pré-soutenance a aiguillé mon travail, et le dernier chapitre n'aurait pas vu le jour sans ces échanges. Merci à Fabrice Etilé et Jérôme Wittwer de faire partie de ce jury après avoir suivi mon travail depuis le début dans le cadre du comité de suivi de thèse. Je remercie également Meglena Jeleva de participer à ce jury. Je soumets cette thèse à vos avis et aurais plaisir à échanger sur ce travail avec vous tous. Je me réjouis par avance de la future discussion.

J'ai réalisé cette thèse dans un cadre privilégié au sein de l'équipe Legos. Merci aux chercheurs qui la composent, j'ai eu plaisir à échanger avec vous au cours de ces quatre années. Un remerciement particulier à Brigitte Dormont et Eve Caroli qui ont discuté avec bienveillance et pertinence mes travaux à l'occasion des Journées des Doctorants d'économie de Dauphine. J'ai eu la très grande chance de pouvoir faire de nombreuses conférences qui ont contribué à améliorer cette thèse. Je remercie toutes les personnes qui ont pris le temps de discuter mes travaux à ces occasions. Ceci n'aura pas pu se faire sans le soutien financier du Legos. Faire sa thèse au Legos signifie également faire partie du LEDa et je remercie les chercheurs qui le composent d'avoir participé à élargir mon champ d'horizon à l'économie de manière large. Durant ma thèse j'ai eu l'occasion de me former à l'enseignement, une expérience enrichissante et pleine de challenges selon les périodes mais aussi très complémentaire de ma formation en tant que chercheuse. Merci aux enseignants qui m'ont accordé leur confiance et m'ont intégré à leurs équipes : Baptiste Venet, Hélène Lenoble et Sandrine Dufour-Kippelen.

Cette thèse repose sur le fruit de plusieurs collaborations avec des co-auteurs aux qualités indéniables. Merci à David Crainich pour avoir patiemment discuté de théorie. Merci à

Léontine Goldzahl pour ses relectures et nos longues discussions mais aussi pour son soutien et tous ses conseils sur le monde académique. Merci d'avoir partagé ton enthousiasme de l'économie expérimentale en santé et de m'avoir guidée dans cette voie.

Une partie de l'expérience de ma thèse a été de travailler en collaboration avec les personnes impliquées auprès de l'Observatoire de la Vie Etudiante. Merci à Elise Tenret et Feres Belgith de m'avoir incluse dans le comité d'exploitation de l'Enquête Santé des Etudiants. Merci aux autres membres du comité d'exploitation avec qui nous avons beaucoup échangé autour des chapitres : Arnaud Régnier-Loilier et Aline Bohet. Mais surtout merci à Yannick Morvan avec qui j'ai eu le plaisir de collaborer et qui m'a initié aux subtilités de la santé mentale chez les étudiants. Merci pour cette belle collaboration interdisciplinaire qui a encore de l'avenir devant elle.

Avant la thèse il y a eu le master de santé publique. Ce master a été une expérience extrêmement enrichissante. Il m'a aussi permis de me rendre compte que je voulais faire une thèse en économie de la santé. Un grand merci à Martine Bellanger, la directrice de ce master, qui m'a donné des conseils avisés et a été d'un grand soutien durant cette année. Merci également à Erin Strumpf qui a encadré mon premier travail de recherche à l'occasion d'un stage à Montréal. Merci pour le temps consacré et d'avoir fait de cette première confrontation à la recherche une belle expérience.

Durant ce doctorat, j'ai aussi rencontré des personnes formidables qui m'ont épaulée presque tous les jours pour les plus assidus, qui ont partagé les pauses cafés, au début les expéditions au crous, sur la fin les lunchs ramenés, les discussions animées sur les sujets les plus variés. Merci aux collègues doctorants, aussi bien co-bureaux, en économie de la santé ou autres, tous les avancements confondus. Il y a ceux qui étaient déjà là quand je suis arrivée et qui finissaient ou avait déjà fini. Merci à Nina, Louis, Marion, Pierre, Homero, Marine, Yeganeh, Charlie de m'avoir montré dès le début que la fin de la thèse était un bel accomplissement. Un mot spécial à la première team co-bureaux qui a participé à lancer cette thèse dans les meilleures conditions : Sarah la maman au cœur d'or, Charlotte ma partenaire de tellement d'activités sportives et autres expéditions, Maroua la bienveillante et attentionnée, Christian le fournisseur officiel de musique, Lexane la couturière et respo plantes, Dio qui partage généreusement ses connaissances, Morgan le référent sport et crêpes, Alexis responsable horoscope, Sandra la pro des demi et de la dégustation. Un remerciement à Leslie pour le soutien mutuel dès les premiers jours, aussi bien pour les cours, la thèse, au conseil de l'école doctorale et le reste. Il y a aussi ceux avec qui on va profiter en conférence et école d'hiver, en plus de partager le quotidien : Yohan, Cécile, Benoît, Aimée, Adèle, Eléonore, Arthur, merci à eux. Merci à tous d'avoir contribué à rendre le quotidien de cette thèse vivant

REMERCIEMENTS

et enjoué : le grand animateur de débat Arnold, Clara, Etienne G., Etienne B., Emy, Eugénie, Paul, Noémie, Moustapha, Léopold. J'ai très certainement oublié des noms et je m'en excuse, le sentiment de gratitude à l'égard de tout le monde est bien là.

Merci aussi à tous les autres jeunes économistes de la santé qui n'ont pas fait partie du quotidien mais ont été là à nombre de conférences ou aux séminaires *à ta santé* : Amélie, Quitterie, Elsa, Marianne, Julien, Jonathan, Magali, Anne, Noémi, Myriam, Christophe, François-Olivier, Rosalind.

Merci aux amis économistes de l'ENS Cachan, David, Brian, les participantes des soirées filles : Claire, Mathilde L., Mathilde J.

Merci aux colocs d'un temps avec lesquels on a partagé moult, toujours dans la bonne humeur : Romain et Vincent.

Merci aux copains physiciens de l'ENS Cachan pour votre bonne humeur et me rappeler à bon escient qu'il ne faut pas que je me lance dans des estimations d'ordre de grandeur : Marion, Louis, Pascal, Hugues. Je rejoins bientôt le groupe des docteurs!

Merci à Constance d'avoir toujours été là et de m'avoir témoigné ta confiance récemment.

Merci à Hélène d'être toujours présente, de partager les hauts et les bas, les rires et tout le reste. Merci d'être une amie extraordinaire et toujours d'excellents conseils.

A mes oncles et tantes et mes cousins, cousines, merci d'avoir toujours contribué à des moments familiaux plein de vie et de bonheur. Un merci particulier à ma grandmaman pour son soutien et son affection, et une pensée à grandpapa.

A ma famille qui m'a tellement apportée, merci ne paraît pas suffire à exprimer ma reconnaissance. A mes "petits" frères devenus grands, David, Matthieu et Raphaël. A mes parents, Christine et Laurent, qui m'ont toujours soutenue pour que je puisse atteindre mes objectifs, qui savaient même avant moi quelle voie je prendrais ou en tout cas n'en semblaient pas étonnés.

Un merci infini à Bertrand qui m'accompagne quotidiennement depuis plusieurs années maintenant et rend ma vie tellement plus belle. Tu écoutes mes doutes avec patience et as toujours cru en moi. Mon confident, mon meilleur ami, mon partenaire de vie. C'est moi qui ai de la chance.

A tous ceux qui ont fait partie de cette belle expérience de thèse, je vous dois tellement, merci.

Doriane

Table des matières

Remerciements	i
Table des matières	v
Liste des figures	ix
Liste des tableaux	xi
Introduction générale	1
Les préférences en économie	1
L'importance des préférences dans les décisions relatives à l'investissement en capital humain	2
Formation et stabilité des préférences	3
Équité et préférences	3
La mesure des préférences	4
Récents développements	5
Jeunes adultes : une période de la vie importante	7
Importance sociologique, psychologique et éthique	7
Les jeunes adultes en France	8
L'objet de la thèse	11
Chapitre I	11
Chapitre II	12
Chapitre III	13
Bibliographie	14
I Health insurance decision : considering health-related preferences	19
I.1 Introduction	20
I.2 Theoretical Setting	22
I.2.1 Health insurance decision considering a wealth-health utility function .	22

I.2.2	Joint treatment and health insurance decision considering a wealth-health utility function	27
I.3	Experimental design	31
I.3.1	Setting	31
I.3.2	Elicitation of preferences	33
I.3.3	Health insurance decision	38
I.3.4	Other measures	41
I.4	Testable predictions and empirical strategy	42
I.4.1	Predictions related to the exogenous treatment and health insurance decision	42
I.4.2	Predictions related to the joint treatment and health insurance decision	45
I.5	Empirical results	48
I.5.1	Results for experiment "Exogenous treatment and health insurance decision"	48
I.5.2	Results for experiment "Joint treatment and health insurance decision"	53
I.6	Discussion	60
	Bibliography	63
	Appendix	66
I.A	Detailed descriptive statistics experiment "Exogenous treatment and health insurance decision"	66
I.A.1	Chosen indemnity distribution	66
I.A.2	Detailed preferences categories	67
I.B	Supplementary analysis experiment "Joint treatment and health insurance decision"	68
I.B.1	Correlation of individual's characteristics with choices	68
I.B.2	Detailed results predictions PB2 and PB3	69
I.C	Instructions experiment "Exogenous treatment and health insurance decision"	71
I.C.1	Preference for health relative to money measure	71
I.C.2	Risk preference measure	72
I.C.3	Prudence measure	73
I.C.4	Correlation preference measure	74
I.C.5	Cross-prudence in wealth measure	76
I.C.6	Cross-prudence in health measure	78
I.C.7	Health insurance question	80
I.D	Instructions experiment "Joint treatment and health insurance decision"	82

TABLE DES MATIÈRES

I.D.1	Health preference relative to wealth	82
I.D.2	Correlation preference measure	83
I.D.3	Risk preference measure	85
I.D.4	Time preferences measure	87
I.D.5	Health insurance question	88
II Justes ou injustes? Inégalités dans le recours aux soins des jeunes adultes en France	91	
II.1	Introduction	92
II.2	Cadre d'analyse	95
II.2.1	La demande de soins	95
II.2.2	Inégalités justes et injustes dans le non-recours	96
II.3	Données et méthode	98
II.3.1	Données	98
II.3.2	Méthode	104
II.4	Résultats principaux	106
II.4.1	Analyse des inégalités des chances dans le non-recours aux soins	106
II.4.2	Décomposition de l'inégalité de non-recours	108
II.5	Tests de sensibilité	112
II.5.1	Inégalités dans le non-recours aux soins sans prise en compte de la couverture complémentaire santé	112
II.5.2	Sensibilité à la catégorisation des raisons de renoncement	114
II.6	Exploration du niveau de l'âge de consentement	115
II.7	Discussion et conclusion	119
Bibliographie	122	
Appendix	127	
II.A	Modèles de probabilités linéaires de non-recours	127
III Investigating the effect of students' psychological fragilities on control beliefs	135	
III.1	Introduction	136
III.2	Theoretical framework	138
III.2.1	External and internal factors involvement in success	138
III.2.2	The effect of psychological fragilities on control beliefs	140
III.3	Data and descriptive statistics	141
III.3.1	Data	141
III.3.2	Outcome variable	141
III.3.3	Variable of interest : psychological fragilities	143

III.3.4 Control variables	144
III.3.5 Instrumental variable : Sunlight	146
III.4 Empirical strategy	147
III.4.1 Association between beliefs and psychological fragilities	147
III.4.2 Identification strategy : Instrumental variable	147
III.5 Results : association of control beliefs with psychological fragilities	150
III.5.1 Main Results	150
III.5.2 Robustness checks	152
III.5.3 Heterogeneous results	153
III.5.4 Psychological fragilities association with each factors weight	154
III.5.5 Detailed psychological fragilities association with control beliefs	157
III.6 Correlation of control beliefs with students efforts	158
III.7 Discussion and conclusion	162
Bibliography	165
Appendix	168
III.A Detailed regression results	168
Conclusion générale	175
Les résultats et contributions	175
Politiques publiques et préférences	176
Prolongements de l'étude des décisions d'investissement en capital humain	178
Bibliographie	179

Liste des figures

Chapitre I	19
I.1 Insurance indemnity mean for different tasks.	50
I.2 Proportions of individuals given their indemnity difference between the cost and reference tasks.	51
I.3 Distribution of the preference for health relative to money	54
I.A.1 Chosen indemnity level distributions.	66
Chapitre II	91
II.1 Contributions relatives des besoins, des efforts et des circonstances à la variance des variables de non-recours aux soins (en %)	109
Chapitre III	135
III.1 Distribution of main variables	143
III.2 Instrumental variable descriptive statistics	146
III.3 Association between weights score and psychological fragilities, heterogenous results	155
III.4 Association between weights score and psychological fragilities, heterogenous results	156
III.5 Association between detailed factors weight and psychological fragilities	157

Liste des tableaux

Chapitre I	19	
I.1	Predictions of health and treatment choices according to risk preference and preference towards correlation	29
I.2	Cost and Health impact of treatments	39
I.3	Summary of the experiments features	41
I.4	Testable prediction on the variation of indemnity insurance demand following a positive variation of the initial income level	43
I.5	Testable prediction on the variation of indemnity insurance demand following a positive variation of the initial health level	44
I.6	Testable predictions on the relationship between insurance and treatment decisions	
	47	
I.7	Distribution of multivariate risk preferences	49
I.8	Coverage level and different scenarios	49
I.9	Insurance coverage proportions and preference towards correlation	51
I.10	Observations of predicted indemnity difference (PA3) <i>versus</i> observed indemnity difference	52
I.11	Observations of predicted indemnity difference (PA4) <i>versus</i> observed indemnity difference	52
I.12	Distributions of risk preference and preference toward correlation	54
I.13	Treatment and health insurance decisions	55
I.14	Difference between health insurance indemnity and treatment costs	55
I.15	Estimated effect of health preference relative to money on treatment intensity .	56
I.16	Estimated effects of preference for correlation on the joint treatment and health insurance choice	58
I.17	Comparison joint treatment and health insurance predictions and choices .	59

I.18	Prediction B4 : Sign of the relationship between treatment and insurance indemnity	59
I.A.1	Observations in each categories of preferences relative to prediction PA3	67
I.A.2	Observations in each categories of preferences relative to prediction PA4	67
I.B.1	Correlation of individual's characteristics with treatment, insurance, preference for health relative to money and preference for correlation	68
I.B.2	Frequency choices by risk aversion and preferences towards correlation categories for those with treatment	69
I.B.3	Frequency choices by risk aversion and preferences towards correlation categories for those without treatment	69
I.B.4	Choices by risk aversion and preferences towards correlation categories for those with treatment (bootstrapped standard errors, replication : 10,000)	70
Chapitre II		91
II.1	Taux de non-recours aux soins	99
II.2	Statistiques descriptives des variables de besoins et efforts	101
II.3	Statistiques descriptives des circonstances	103
II.4	Contributions des variables de besoins, d'efforts et de circonstances aux inégalités de non-utilisation selon deux scénarios (en % de la variance)	110
II.5	Contributions des variables de besoins, d'efforts et de circonstances aux inégalités de renoncement selon deux scénarios (en % de la variance)	111
II.6	Contributions relatives des besoins, des efforts et des circonstances à la variance des variables de non-recours aux soins - sans prise en compte de la couverture complémentaire	113
II.7	Contributions relatives des besoins, des efforts et des circonstances à la variance des variables de renoncement barrières et préférences suivant Allin <i>et al.</i> (2010)	114
II.8	Age moyen d'autonomie financière	116
II.9	Contributions relatives des besoins, des efforts et des circonstances à la variance des variables de non-recours aux soins selon l'âge	117
II.10	Contributions relatives des besoins, des efforts et des circonstances à la variance des variables de non-recours aux soins selon l'autonomie financière	118
II.A.1	Modèles probabilités linéaires de non-utilisation des soins	127
II.A.2	Modèles probabilités linéaires de renoncement aux soins	131

Chapitre III	135
III.1 Descriptive statistics : control beliefs variables	142
III.2 Descriptive statistics : psychological fragilities variables.	144
III.3 Descriptive statistics : control variables	145
III.4 Instrument relevance check	148
III.5 Reduced form regressions	149
III.6 Association between internal and external weights and psychological fragilities .	150
III.7 Association between external and internal weights difference and ratio and psychological fragilities	151
III.8 Instrument relevance check for each psychological fragilities	158
III.9 Detailed results of association between control beliefs and psychological fragilities	159
III.10 Association between control beliefs and students efforts	160
III.11 Association between control beliefs and students efforts	162
III.A.1 Main regressions : Internal and external weight OLS and IV	168
III.A.2 Main regressions : Weights difference and ratio OLS and IV	172

Introduction générale

Sommaire

Les préférences en économie	1
Jeunes adultes : une période de la vie importante	7
L'objet de la thèse	11
Bibliographie	14

Lors de son discours à l'occasion de la remise de son prix de la Banque de Suède en sciences économiques en mémoire d'Alfred Nobel (dit prix Nobel d'économie), Gary Becker développa sa méthode d'analyse économique des comportements, déjà devenue un pilier de la science économique. La méthode repose sur la maximisation d'un « bien-être » tel que les individus le conçoivent, sous contraintes. L'application de cette méthode l'amènera au développement de l'analyse du capital humain : « *Human capital analysis starts with the assumption that individuals decide on their education, training, medical care, and other additions to knowledge and health by weighing the benefits and costs.* » (Becker, 1993). Le modèle de demande de capital santé développé par Grossman (1972) s'inscrit dans cette approche et fournit un cadre d'étude des choix relatifs à la santé. Dans son étude des choix, la science économique se repose sur la fonction d'utilité pour modéliser les préférences des agents, qui apparaissent comme des notions centrales en économie.

Les préférences en économie

Les préférences participent à déterminer le bien-être des individus. Ainsi, connaître les préférences individuelles permet d'affiner la mesure du bien-être. Avoir la mesure des préférences permet une meilleure évaluation de l'effet de politiques publiques sur le bien-être. Comprendre les mécanismes des décisions des agents, notamment à travers leurs préférences, permet de cibler les politiques publiques et en renforcer l'efficacité.

Les préférences : déterminants des décisions d'investissement en capital humain

De manière large, les travaux inclus dans cette thèse contribuent à la compréhension des décisions d'investissement en capital humain des jeunes adultes avec une attention particulière accordée aux préférences impliquées dans ces décisions.

Les préférences dans le risque, celles temporelles et celles sociales sont les trois grands paramètres des préférences économiques. Dans une optique de compréhension des décisions d'investissement en capital humain, l'attention a été particulièrement portée aux préférences temporelles et dans le risque. Les décisions en matière de santé et d'éducation ont des conséquences à long terme, pondérées par les préférences temporelles, et sont effectuées dans un univers incertain, ce qui implique les préférences en matière de risque. La littérature empirique étudiant les préférences dans le risque et temporelles comme déterminants des comportements de santé et du niveau d'éducation est abondante. Celle relative aux comportements à risque en matière de santé, tels que fumer et avoir une consommation d'alcool excessive, est particulièrement développée. Le lien entre les préférences et les décisions d'assurance santé et de recours aux soins a été étudié de manière moins approfondie, nous nous concentrerons sur ces thèmes dans cette thèse. Les décisions de recours aux soins et les décisions d'assurance santé sont relatives à l'investissement en capital santé : le recours aux soins permet de restaurer l'état de santé, l'assurance santé diminue le coût du recours aux soins.

La littérature a montré que les préférences économiques étaient des déterminants de divers comportements de soins. Les individus plus patients recourent davantage au dépistage (Axon *et al.*, 2009; Bradford, 2010), ceux qui sont davantage orientés vers le futur se vaccinent plus (Nuscheler et Roeder, 2016) et ceux qui ont plus de tolérance pour le risque recourent moins au médecin (Lutter *et al.*, 2019). Posséder une assurance santé a été associé avec une plus grande aversion pour le risque (Barsky *et al.*, 1997; Vetter *et al.*, 2013) et plus de patience (Bradford *et al.*, 2017). Cette thèse s'inscrit également dans la littérature des décisions d'investissement en éducation en s'intéressant aux étudiants dans deux chapitres. Concernant l'investissement en éducation, une association positive est mise en évidence entre un niveau d'éducation plus élevé et être patient (Castillo *et al.*, 2019; Falk *et al.*, 2018; Golsteyn *et al.*, 2014). Les enfants plus averses au risque ont une plus grande probabilité de finir le lycée (Castillo *et al.*, 2018).

Jusqu'ici les préférences étaient implicitement considérées comme des déterminants exogènes des décisions des individus. Nous allons aborder la formation et la stabilité des préférences qui viennent nuancer cette vision.

Formation et stabilité des préférences

La stabilité des préférences a été un présupposé de la théorie économique pendant longtemps dans la lignée de l'article séminal de Stigler et Becker (1977). Un premier pan de la littérature est venu préciser ce point en montrant qu'avant d'atteindre la stabilité à l'âge adulte, les préférences évoluent et se forment progressivement durant la période de l'enfance et de l'adolescence. Un résultat consensuel est que la patience augmente avec l'âge (Bettlinger et Slonim, 2007; Sutter *et al.*, 2015). La trajectoire suivie par les préférences pour le risque semble indiquer que les enfants deviennent plus averse au risque en vieillissant mais que ce changement se stabilise à l'adolescence (Deckers *et al.*, 2017; Sutter *et al.*, 2013).

Plusieurs travaux ont également questionné l'évolution des préférences suite à un choc et plus particulièrement suite à un choc de santé. En se reposant sur des données de panel, Sahm (2012) et Schurer (2015) ne montrent pas de changements sur l'aversion au risque suite à des événements de santé. Mais Decker et Schmitz (2016) trouvent un effet d'un choc de santé sur l'aversion au risque et Jones *et al.* (2018) montrent que l'effet d'un choc de santé dépend des traits de personnalité. Les préférences ne semblent donc pas entièrement stables et apparaissent susceptibles d'évoluer à la suite d'un choc de santé.

Un point important de la formation des préférences est qu'il semble exister une transmission intergénérationnelle (voir notamment Ertac (2020) pour une revue de littérature). Cette transmission indique que les circonstances, des facteurs hors du contrôle de l'individu, jouent sur les préférences. Ce point est pris en compte dans l'étude des inégalités de recours aux soins des jeunes adultes, abordées dans le chapitre II. Cela incite à avoir une réflexion normative sur la manière de considérer l'inégalité provenant de la part des préférences corrélées aux circonstances. Le paragraphe suivant développe les grands principes de la vision normative considérée dans cette thèse.

Équité et préférences

L'hétérogénéité des préférences dans la population amène les individus à réaliser des choix différents qui participeront à produire des résultats différents en termes de revenu, éducation et santé. Ainsi, une partie des inégalités résultent des préférences et peut être considérée comme « juste » si l'on adopte un point de vue de respect des préférences (Dworkin, 1981). La philosophie de la responsabilité propose une approche normative pour distinguer les inégalités « justes » des inégalités « injustes ». Selon les auteurs de ce courant, les inégalités résultant de comportements librement choisis par les individus sont dites justes si les individus peuvent être tenus responsables des choix effectués (Arneson, 1989; Cohen, 1989; Roemer,

1998). Le critère de responsabilité est celui de contrôle : si les choix de l'individu relèvent de sa sphère de contrôle, alors il doit être tenu responsable de ses choix. On parle alors des efforts de l'individu. En revanche, ce qui est en-dehors du contrôle de l'individu, les circonstances, ne relève pas de la responsabilité de l'individu. Les inégalités résultant des circonstances sont donc considérées comme injustes et on parle d'inégalités des chances. L'égalité des chances est atteinte lorsque deux principes sont respectés : *the compensation principle* et *the liberal reward principle* (Fleurbaey, 2008). Selon le premier principe, les inégalités dues aux circonstances doivent être éliminées ou compensées. Selon le second principe, les efforts doivent être récompensés et respectés.

Empiriquement, on constate une corrélation entre les circonstances et les efforts. Selon Roemer (1998), la totalité de la part des inégalités dues aux circonstances doit être considérée comme de l'inégalité des chances, peu importe si l'effet sur les inégalités passe par les efforts. Mais Barry (2005) estime que l'ensemble des efforts de l'individu doit être respecté, même si une partie provient des circonstances. Il considère que la part des inégalités résultant de la corrélation entre les circonstances et les efforts ne constitue pas de l'inégalité des chances. Etant donné que les préférences sont corrélées aux circonstances, un débat similaire à la corrélation entre circonstances et efforts existe. Cohen (1989) remet en cause la vision de Dworkin selon laquelle toutes les préférences doivent être respectées. Selon lui, seules les préférences qui ne sont pas liées aux circonstances doivent l'être. La délimitation des notions d'inégalités justes ou injustes est non consensuelle. Dans le chapitre II, nous étudions les implications de ces différentes visions dans l'inégalité au recours aux soins.

La mesure des préférences

Les travaux fondateurs de Rothschild et Stiglitz (1970) ont relié la courbure de la fonction d'utilité dans le cadre de l'utilité espérée à des choix entre des loteries. Observer les choix d'un individu entre des loteries permet de tirer des conclusions sur les propriétés de la fonction d'utilité. Cela fournit une évaluation des préférences qui sont modélisées par la fonction d'utilité (Trautmann et van de Kuilen, 2018). L'exemple le plus célèbre est qu'un individu risque averse préfère la valeur attendue d'une loterie plutôt que la loterie elle-même. Face à un choix entre cette loterie et sa valeur attendue, il choisira le paiement certain. La possibilité de déduire les préférences des individus en examinant des choix précis a donné lieu à l'essor de la mesure des préférences en économie expérimentale. En s'appuyant sur des choix incités, c'est-à-dire en rémunérant les individus en fonction des décisions effectuées, l'économie expérimentale a posé la fondation de la mesure des préférences. La mesure en laboratoire présente l'avantage de contrôler les variations subies par l'individu et permet d'étudier en

profondeur les mécanismes des décisions (Falk et Heckman, 2009). Les expériences en laboratoire sont cependant limitées par le nombre d'individus qui peuvent y participer, ce qui questionne la validité externe des résultats.

Les préférences sont également mesurées à l'aide d'enquêtes interrogeant directement les individus sur leurs préférences. Mais il existe aussi des questions utilisées dans les enquêtes qui ont été élaborées en se basant sur des mesures incitées en laboratoire. Le plus large effort sur cet aspect a été mené par Falk *et al.* (2016). Ils ont élaboré des questions pour l'aversion au risque et les préférences temporelles, entre autres, en conservant les questions qui étaient les meilleures prédicteurs des préférences résultant de mesures incitées en laboratoire.

La stabilité des préférences, en plus de concerner le temps, concerne aussi la stabilité entre les différents domaines. Pendant longtemps, l'économie a transposé les préférences mesurées dans le domaine financier au domaine de la santé. Cette stabilité à travers les domaines a été remise en cause (Galizzi *et al.*, 2016). Il est d'autant plus important de proposer des mesures spécifiques au domaine de la santé si l'on veut comprendre les arbitrages entre le domaine financier et celui de la santé. Cela n'a pas été sans poser un challenge méthodologique car il est difficile d'inciter les individus dans le domaine de la santé. La littérature sur la question s'est donc développée en se reposant sur des choix hypothétiques. L'indicateur le plus souvent utilisé pour décrire la santé est une durée en bonne santé (par exemple Attema *et al.* (2019) utilisent des nombres d'années de vie, Galizzi *et al.* (2016) des jours).

Nous nous inscrivons dans les travaux de mesure des préférences en santé en laboratoire expérimentale dans l'étude de la décision d'assurance santé (Chapitre I). Nous apportons également une contribution à cette littérature en développant plusieurs mesures.

Récents développements

L'aversion à la corrélation La littérature économique standard considère que la forme de la fonction d'utilité, dont l'argument est le revenu, est la même selon que l'individu est en bonne santé ou est confronté à un événement de santé négatif. De récents travaux ont remis en cause cette vision et ont montré que l'utilité marginale du revenu varie selon l'état de santé. Ces travaux ont qualifié la fonction d'utilité comme étant *state-dependent*. Si l'utilité marginale du revenu de l'individu diminue quand l'état de santé se détériore, on parle de *negative state-dependence*, si à l'inverse l'utilité marginale du revenu augmente quand l'état de santé se détériore, on parle de *positive state-dependence*. Les études empiriques explorant cette caractéristique de la fonction d'utilité ont des résultats contrastés. Viscusi (2019) examine cette littérature et conclut que l'on peut attendre une diminution de l'utilité marginale du revenu uniquement pour les états de santé les plus graves.

On peut effectuer un parallèle entre ce concept et celui d'aversion à la corrélation qui a été défini par Richard (1975). En se basant sur une fonction d'utilité avec deux arguments, il définit l'aversion à la corrélation comme la dérivée croisée. Si l'on pose ces deux arguments comme étant la santé et le revenu, une dérivée croisée positive indique que l'utilité marginale du revenu augmente lorsque l'état de santé augmente. Cela correspond à la *negative state-dependence*. On parle alors de préférence pour la corrélation (*correlation seeker*). Une dérivée croisée négative s'apparente à la *positive state-dependence* et on parle d'aversion à la corrélation (*correlation averse*).

La littérature se rattachant à ce concept a peu exploré les liens empiriques entre cette préférence et des comportements de santé adopté par les individus. Cette thèse contribue à cette littérature en considérant le rôle de l'aversion à la corrélation dans les décisions d'assurance santé.

Les capacités non-cognitives Dans la récente littérature de la psychologie économique et de l'économie comportementale, les préférences ont été incluses dans la notion de capacités non-cognitives. Cette notion se définit en complément de la notion des capacités cognitives et englobe l'ensemble des différents aspects qui participent à expliquer l'hétérogénéité des individus, qui ne résulte pas des capacités cognitives. Les traits de personnalité s'inscrivent également dans cette notion (Borghans *et al.*, 2008). Becker *et al.* (2011) mettent en évidence que les préférences semblent expliquer, conjointement avec les traits de personnalité, les comportements. Les notions de préférences et traits de personnalité sont importantes dans la compréhension des décisions individuelles.

Parmi les capacités non-cognitives, le contrôle perçu a reçu une attention particulière. Le trait de personnalité sous-jacent est le locus de contrôle (Rotter, 1954, 1966). Avoir un locus de contrôle interne, c'est-à-dire se sentir en contrôle de ce qui arrive dans la vie, a été associé avec des décisions d'investissement en capital humain : avoir des comportements de santé sain (Cobb-Clark *et al.*, 2014) et plus d'éducation (Barón et Cobb-Clark, 2010; Feinstein, 2000; Flouri, 2006). Le locus de contrôle interne a été aussi associé avec des comportements de santé qui ne traduisent pas un souci d'investissement en capital de santé. Caliendo et Hennecke (2020) montrent qu'avoir un locus interne augmente la probabilité de boire modérément et régulièrement de l'alcool. Kesavayuth *et al.* (2020) montrent que les individus avec un locus de contrôle interne adoptent un style de vie plus sain mais en contrepartie ont moins recours aux soins aussi bien préventifs que curatifs.

Etant donné l'importance des croyances de contrôle sur l'investissement en capital humain et notamment les décisions d'investissement en santé, le chapitre III s'intéresse à ce concept chez les étudiants.

Jeunes adultes : une période de la vie importante

Importance sociologique, psychologique et éthique

D'un point de vue sociologique, la transition vers l'âge adulte est une période intervenant à la fin de l'adolescence marquée par le franchissement de plusieurs étapes : partir de chez ses parents, l'entrée dans la vie active avec la fin des études et l'installation en couple. Tout cela est sous-tendu par une prise d'autonomie économique du foyer familial. Au cours des dernières années, la durée de transition à l'âge adulte s'est allongée pour plusieurs raisons. Notamment, la durée des études est plus longue, la difficulté à trouver un emploi au sortir des études rend plus difficile l'accès à un logement autonome. Cet allongement de la transition de l'adolescence à l'âge adulte a entraîné Arnett (2004) à théoriser une nouvelle période de la vie, qu'il a nommé *emerging adulthood*- qui peut être traduit comme l'émergence de l'âge adulte. Cet âge, identifié comme les dernières années de l'adolescence jusqu'à environ 25 ans, est caractérisé par une exploration de son identité, une instabilité et un sentiment d'être entre deux. C'est un âge où l'individu est centré sur lui-même, du fait d'absence d'obligations familiales notamment. Cela se traduit également comme l'âge des possibilités.

Cette période apparaît également importante d'un point de vue de formation des convictions. Cet aspect est introduit par le concept des *impressionable years* (Krosnick et Alwin, 1989). Krosnick et Alwin (1989) mettent en avant dans ce concept que les individus sont très susceptibles de changer d'attitudes à la fin de l'adolescence et au début de l'âge adulte mais que ces changements sont stabilisés par la suite.

Si l'on suit la théorie de la responsabilité, il s'agit également de la période à partir de laquelle les individus peuvent être tenus pour responsables de leurs efforts. Les individus atteignent *the age of consent*- l'âge de consentement (Arneson, 1990). Avant cet âge, l'ensemble des inégalités est considéré comme de l'inégalité des chances. On considère que l'ensemble des caractéristiques de l'individu résulte des choix opérés par ses parents, le jeune ne peut donc être tenu pour responsable. Ce seuil détermine l'âge à partir duquel les inégalités ne sont plus entièrement la résultante de circonstances mais aussi des efforts. De manière implicite, la majorité légale d'un pays définit l'âge de consentement. En France, c'est à partir de 18 ans que les jeunes sont tenus entièrement pour responsables de leurs actions. Toutefois on notera que ce seuil n'est pas équivalent dans tous les domaines, puisque par exemple la majorité sexuelle est fixé à 15 ans et pour certains recours aux soins le jeune n'a pas besoin d'avoir l'accord de ses parents avant ses 18 ans. De par l'indépendance que cela fournit au jeune, ce seuil est donc implicitement fixé plus tôt que 18 ans pour certains aspects de sa vie. Le

niveau auquel ce seuil est fixé a des implications sur la part des inégalités des chances (Hufe *et al.*, 2017). Indépendamment de fixer un seuil, il peut être intéressant d'avoir une réflexion sur l'âge à partir duquel les jeunes peuvent être réellement indépendants de leurs parents et donc exercer pleinement leurs préférences. Cette question est abordée dans le chapitre II de cette thèse.

Les jeunes adultes sont donc à une période importante où des décisions d'investissement en capital humain sont prises, notamment celles relatives à l'éducation et à la santé, ce qui justifie les thèmes abordés dans cette thèse.

Les jeunes adultes en France

L'assurance santé

En France, le coût des soins est supporté par le système public dans une certaine proportion et une part reste à la charge des patients. Ce coût pour les patients peut être assuré par une couverture complémentaire santé. Ils peuvent soit souscrire à une couverture complémentaire santé directement auprès d'un organisme d'assurance ou par leur employeur. S'ils remplissent les conditions de ressources, ils peuvent également bénéficier gratuitement de la Couverture Maladie Universelle Complémentaire (CMU-C), devenu la Complémentaire santé solidaire depuis le 1^{er} novembre 2019.

Concernant plus précisément l'assurance santé des jeunes, certaines mutuelles parentales couvrent le jeune tant que celui-ci est étudiant. Si la mutuelle des parents ne le couvre pas, il peut également recourir à une mutuelle étudiante, des contrats principalement proposés par les mutuelles étudiantes, qui étaient jusqu'au 31 août 2019 les organismes gestionnaires du régime de sécurité sociale étudiant. Les jeunes adultes en situation de chômage peuvent parfois également rester rattachés à la couverture complémentaire de leurs parents, ils peuvent également se tourner vers la CMU-C.

D'après l'Enquête Nationale sur les Ressources des Jeunes (2014), 47 % des jeunes adultes étaient couverts par la complémentaire santé de leurs parents¹. On peut donc estimer que le reste des jeunes adultes a pu opérer une décision individuelle en matière de décision d'assurance santé. On notera que le pourcentage de non-assuré est à 7.6 % d'après la même enquête. Ce chiffre est un peu plus élevé que celui de 5 % des non-assurés observée en population générale (Enquête Santé et Protection Sociale, 2014). Cette propension des jeunes adultes à être moins assuré que le reste de la population générale peut-être expliqué par des

1. Notons ici que les chiffres sont différents de ceux présentés dans le Chapitre II du fait de la restriction de l'échantillon opéré dans l'analyse.

préférences en matière de risque différentes chez les jeunes. Une explication qui a été suggérée à ce phénomène de moindre couverture des jeunes aux Etats-Unis est que les jeunes adultes se sentent en bonne santé et donc perçoivent la probabilité de tomber malade comme étant faible. Cette catégorie de jeunes a d'ailleurs été qualifiés de *young invincibles* (Bibbins-Domingo et Burroughs Peña, 2010) et bien que beaucoup de facteurs influencent le fait de ne pas être couverts, il est suggéré qu'un plus haut degré de tolérance au risque joue un rôle (Holahan et Kenny, 2008). Cela témoigne du rôle des préférences pour le risque dans les décisions d'assurance santé chez les jeunes.

Le recours aux soins

Les quelques travaux qui ont été réalisés sur la population des jeunes, et notamment des étudiants, ont mis en évidence des besoins de soins non couverts. Dans l'enquête de 2010 réalisée par l'Observatoire de la Vie Etudiante (OVE), 32 % des étudiants déclarent avoir renoncé à voir un médecin, dont 13 % pour des raisons financières. 35 % des étudiants interrogés lors de l'Enquête Nationale sur la Santé des Etudiants réalisée par La Mutuelle Des Etudiants (LMDE) en 2014 déclarent avoir renoncé à des soins et ici 27 % pour raisons financières. Ces chiffres varient selon les enquêtes, en témoignent ceux obtenus sur le renoncement aux soins pour raisons financières lors de l'enquête sur la Santé des Etudiants réalisée par le réseau des mutuelles étudiantes de proximité emeVia : 17,4 % en 2013 et 15,6 % en 2015. Au-delà des enquêtes sur les étudiants, le Baromètre Santé 2010 établit parmi les 15-30 ans le renoncement aux soins pour raisons financières à 8,7 % contre 10,5 % pour les 31-75 ans (Ménard et Guignard, 2013). Plus récemment, l'Enquête Nationale sur les Ressources des Jeunes (ENRJ, DREES-INSEE, 2014) positionne le renoncement financier pour consultations ou soins médicaux à 3,8 % pour les 18-24 ans alors que l'enquête Statistique sur les Ressources et Conditions de Vie (SRCV) de 2014, qui utilise un questionnement comparable, l'établit à 2,4 % en population générale. Malgré des disparités dans les méthodes d'échantillonnage des enquêtes et la variabilité des questions mobilisées pour recueillir le renoncement aux soins, alors même que la sensibilité à la formulation de cette question a été démontrée (Legal et Vicard, 2015), on constate un taux non négligeable de besoins de soins non couverts.

Ces comportements de recours aux soins chez les jeunes peuvent provenir d'une transmission intergénérationnelle, comme cela a été montré pour d'autres comportements de santé, notamment la pratique sportive et fumer (Etilé, 2006). De premiers éléments traduisent de l'inégalité des chances dans le recours aux soins. Basé sur les données de l'Enquête Santé des Etudiants (ESE) menée par l'Observatoire de la Vie Etudiante en 2016 et dans le cadre de

la rédaction de l'ouvrage de l'enquête, j'ai étudié de manière descriptive les arbitrages entre les soins curatifs, les comportements de prévention et à risque. Je montre une association entre le revenu des parents et des comportements de soin (consultation d'un généraliste, consultation pour raison de prévention, dépistage hépatite B ou C) (Mignon, 2020).

Leur santé mentale

Prendre en compte la santé mentale a cet âge est clé. En effet, les principaux troubles psychiatriques et psychologiques sévères apparaissent durant la période d'âge comprise entre 18 et 25 ans. Il y aurait même 75 % des troubles qui débuteraient avant l'âge de 24 ans (Kessler *et al.*, 2005). D'après le Baromètre Santé de 2010 et sur la base de scores de qualité de vie de Duke, les jeunes (15 à 30 ans ici) se déclarent certes en meilleure santé physique que le reste de la population mais ils affichent un score de santé mentale plus dégradé (73.3 en moyenne contre 75.3 chez les 31-75 ans)(Ménard et Guignard, 2013). D'autres chiffres sur la santé mentale des étudiants complètent ce tableau. Les enquêtes réalisées auprès des étudiants alertent sur des niveaux élevés de stress (de 40 % selon l'enquête réalisée par emeVia en 2015 à 59 % pour l'enquête Conditions de vie (CdV) 2016 réalisée par l'Observatoire de la Vie Etudiante), mais cet indicateur de stress semble peu précis (Morvan *et al.*, 2019). L'Enquête Santé des Etudiants (ESE) réalisé par l'Observatoire de la Vie Etudiante en 2016 produit de nouvelles données avec des échelles validées et utilisées dans différentes enquêtes de santé mentale. Les étudiants sont près de 20 % à présenter les signes d'une détresse psychologique contre 13.8 % en population générale d'après les données du Baromètre Santé de 2010. Avec ces données d'enquête, il est aussi mis en évidence que 14.8 % des étudiants présentent les caractéristiques d'un épisode dépressif majeur. La prévalence d'épisode de dépression était à 11.7 % pour la tranche d'âge des 18-24 ans et à 9.8 % en population générale d'après les données du Baromètre Santé 2017 (Léon *et al.*, 2018). Ces taux élevés posent la question de savoir si ces jeunes ont recours aux soins nécessaires. Toujours sur les données de l'ESE et dans le cadre de l'ouvrage sur l'enquête, nous montrons que 46.8 % des étudiants caractérisés par un épisode dépressif majeur n'ont pas eu recours pour des questions de santé mentale, ce qui est plus élevé que le non-recours pour ces questions en population générale (32 %) (Mignon et Morvan, 2020). Non seulement de présenter une santé mentale dégradée, les étudiants ont des problèmes de recours aux soins pour ces questions.

Ce panorama sur les sujets abordés dans cette thèse nous montre que les jeunes ont des préférences différentes en matière de recours aux soins et à l'assurance mais que ces décisions sont fortement liés aux caractéristiques parentales. Il montre aussi que la santé mentale des étudiants est un sujet majeur, dont on est loin de saisir toutes les implications.

L'objet de la thèse

Cette thèse propose de contribuer à la compréhension des décisions d'investissement en capital humain, et notamment du capital santé, des jeunes adultes en France. La thèse s'articule en trois chapitres qui traitent des décisions d'assurance santé des étudiants, du recours aux soins des jeunes adultes et de l'effet des fragilités psychologiques des étudiants sur leurs croyances de contrôle. La période traversée par les jeunes adultes constituant une période déterminante d'un point de vue de la formation et de l'expression des préférences, une attention particulière est attachée à celles-ci. La prise en compte de ces préférences d'un point de vue éthique est également faite en s'inscrivant dans le cadre de la théorie de l'inégalité des chances.

Chapitre I

Le premier chapitre s'intéresse à la décision d'assurance santé et plus particulièrement aux rôles de préférences liées à la santé dans cette décision. En effet, l'assurance santé implique aussi bien une dimension financière, de par le coût du traitement et le prix de l'assurance, qu'une dimension de santé, la survenue du risque étant un choc négatif sur la santé. Nous examinons donc la décision d'assurance santé avec une fonction d'utilité à deux arguments, l'un en richesse et l'autre en santé. Nous développons d'abord un modèle théorique avec un niveau de traitement exogène qui reprend les conclusions de Rey (2003) et appronfondissons la statique comparative. Nous mettons alors en évidence le rôle de plusieurs préférences multivariées, notamment celui de l'aversion à la corrélation. Ce modèle théorique est ensuite prolongé en considérant le niveau de traitement comme endogène. Les prédictions relatives à ce modèle confirment le rôle de l'aversion à la corrélation dans la décision d'assurance et mettent en avant la préférence pour la santé relativement à la richesse comme déterminant du niveau de traitement. Par ailleurs, elles développent la relation entre le niveau de demande d'assurance et le niveau de traitement choisi. Nous testons l'ensemble des prédictions théoriques en nous basant sur des données de choix hypothétiques collectées lors de deux expériences en laboratoire parmi des étudiants. La première teste les prédictions du modèle avec traitement exogène et est encore au stade de pilote, les résultats ne sont que suggestifs. La seconde nous permet de vérifier notre préiction concernant la relation positive entre une plus forte préférence pour la santé relative à la richesse et un choix plus élevé de niveau de traitement. Nous confirmions également que les individus averses à la corrélation choisissent des niveaux de couverture plus élevée. Les résultats suggèrent une relation positive entre le niveau de traitement et le niveau d'assurance santé parmi les indi-

vidus dont les préférences correspondent aux catégories suivantes : averse au risque/ neutre à la corrélation, averse au risque/ préférence pour la corrélation, neutre au risque/ averse à la corrélation et préférence pour le risque/ averse à la corrélation.

Une des originalités de ce travail est de tester sur des données de laboratoire des déterminants à la décision d'assurance santé. Certaines préférences avaient été mises en avant par de précédent travaux théoriques (aversion pour le risque, aversion à la corrélation) et pour d'autres il s'agit de nouveaux déterminants qui sont considérés. Nous apportons également sur le plan méthodologique dans l'élaboration de mesures pour l'évaluation de plusieurs préférences telles que l'aversion à la corrélation, la cross-prudence en santé et la cross-prudence en richesse. Nous développons aussi un scénario de décision d'assurance santé pouvant inclure une décision de traitement à la décision d'assurance.

Ce chapitre contribue à montrer l'importance des préférences dans une décision relative à l'investissement en capital santé.

Chapitre II

Après s'être questionné sur les décisions d'assurance santé, nous nous intéressons aux non-recours aux soins des jeunes adultes, une autre décision participant à l'investissement en capital santé.

Dans ce chapitre nous nous interrogeons sur l'existence d'inégalités des chances dans le non-recours aux soins des jeunes adultes en France 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. Nous mettons aussi en avant que la part de ces inégalités est sensible au niveau choisi pour l'âge de consentement bien que même dans les scénarios les plus restrictifs la part d'inégalités des chances est non négligeable.

Ce chapitre contribue à la littérature de l'égalité des chances en ayant un objet d'étude peu abordé : le recours aux soins. À notre connaissance il s'agit du premier travail s'intéressant

aux recours aux soins des jeunes adultes. Nous participons également à la réflexion sur le niveau auquel l'âge de consentement doit être fixé.

Chapitre III

Le troisième chapitre se concentre sur la population des étudiants en France. L'objet de ce chapitre est une capacité non-cognitive qui joue un rôle majeur dans les décisions d'investissement en capital humain : les croyances de contrôle. Il s'agit d'un paramètre d'autant plus important chez les étudiants qui prennent des décisions d'éducation et d'efforts pour atteindre leurs objectifs. Pourtant il existe peu d'éléments sur les déterminants de ces croyances de contrôle. En France, la santé mentale des étudiants est l'objet d'attention particulière alors que les preuves d'une dégradation de celle-ci s'accumule. Ce chapitre étudie dans quelle mesure les croyances de contrôles sont affectées par les fragilités psychologiques. J'étudie cette question en m'appuyant sur des données transversales sur les étudiants en France (enquête Conditions de Vie, 2013). Une question liste différents facteurs impliqués dans la réussite. L'étudiant note l'importance de chaque facteur. Cela fournit une estimation de l'importance perçue de chaque facteur dans le fait de réussir. Les différents facteurs peuvent être séparés en deux groupes. L'un comprend les facteurs sur lesquels l'étudiant peut exercer son contrôle, on parle de facteurs internes, l'autre groupe inclut les facteurs hors du contrôle de l'étudiant. L'importance attribuée à chaque facteur permet d'approximer dans quelle mesure l'étudiant attribue le succès à des facteurs internes ou à des facteurs externes. La stratégie d'identification de l'effet des fragilités psychologiques sur l'importance respective des facteurs internes et des facteurs externes repose sur une variable instrumentale. Les fragilités psychologiques sont instrumentées par l'intensité d'ensoleillement dans le département de résidence de l'étudiant dans les sept jours précédant la réponse au questionnaire. Les résultats indiquent un effet positif des fragilités psychologiques sur le poids accordé aux facteurs internes et un effet négatif sur celui accordé aux facteurs externes. Ce résultat rejoint celui de la littérature psychologique : les individus anxieux et déprimés se blâment davantage, ils attribuent davantage d'importance aux poids de leurs efforts dans l'obtention d'un résultat, alors que ceux-ci sont parfois hors de leur contrôle.

Ce chapitre contribue à la littérature de par son objet d'étude. À ma connaissance, il s'agit du premier travail s'intéressant à l'effet des fragilités psychologiques sur le contrôle perçu chez les étudiants. Les résultats obtenus remettent en cause l'idée qu'un locus interne fort doit être toujours vu comme un élément positif. Ce chapitre participe à la compréhension de la formation des croyances de contrôle et interroge sur les effets que l'on peut en attendre.

Bibliographie

- 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. [3](#)
- ARNESON, R. J. (1990). Liberalism, Distributive Subjectivism, and Equal Opportunity for Welfare. *Philosophy & Public Affairs*, 19(2):158–194. [7](#)
- ARNETT, J. J. (2004). *Emerging adulthood : The winding road from the late teens through the twenties*. Oxford University Press, New York. [7](#)
- ATTEMA, A. E., L'HARIDON, O. et van de KUILLEN, G. (2019). Measuring multivariate risk preferences in the health domain. *Journal of Health Economics*, 64:15–24. [5](#)
- AXON, R. N., BRADFORD, W. D. et EGAN, B. M. (2009). The role of individual time preferences in health behaviors among hypertensive adults : a pilot study. *Journal of the American Society of Hypertension*, 3(1):35–41. [2](#)
- BARÓN, J. D. et COBB-CLARK, D. A. (2010). Are young people's educational outcomes linked to their sense of control? Available at SSRN : <https://ssrn.com/abstract=1594792>. [6](#)
- BARRY, B. (2005). *Why social justice matters*. Cambridge : Polity Press. [4](#)
- BARSKY, R. B., JUSTER, F. T., KIMBALL, M. S. et SHAPIRO, M. D. (1997). Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity : An Experimental Approach in the Health and Retirement Study. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(2):537–579. [2](#)
- BECKER, A., DECKERS, T., DOHMHEN, T., FALK, A. et KOSSE, F. (2011). The Relationship Between Economic Preferences and Psychological Personality Measures. *Annual Review of Economics*, 4(1):453–478. [6](#)
- BECKER, G. S. (1993). Nobel Lecture : The Economic Way of Looking at Behavior. *Journal of Political Economy*, 101(3):385–409. [1](#)
- BETTINGER, E. et SLONIM, R. (2007). Patience among children. *Journal of Public Economics*, 91(1-2):343–363. [3](#)
- BIBBINS-DOMINGO, K. et BURROUGHS PEÑA, M. (2010). Caring for the “Young Invincibles”. *Journal of General Internal Medicine*, 25(7):642–643. [9](#)

INTRODUCTION GÉNÉRALE

- BORGHANS, L., DUCKWORTH, A. L., HECKMAN, J. J. et ter WEEL, B. (2008). The Economics and Psychology of Personality Traits. *Journal of Human Resources*, 43(4):972–1059. [6](#)
- BRADFORD, D., COURTEMANCHE, C., HEUTEL, G., MCALVANAH, P. et RUHM, C. (2017). Time preferences and consumer behavior. *Journal of Risk and Uncertainty*, 55(2):119–145. [2](#)
- BRADFORD, W. D. (2010). The association between individual time preferences and health maintenance habits. *Medical Decision Making*, 30(1):99–112. [2](#)
- CALIENDO, M. et HENNECKE, J. (2020). Drinking is Different! Examining the Role of Locus of Control for Alcohol Consumption. *IZA Discussion Paper No. 13273, Available at SSRN : https://ssrn.com/abstract=3608522*. [6](#)
- CASTILLO, M., JORDAN, J. L. et PETRIE, R. (2018). Children's rationality, risk attitudes and field behavior. *European Economic Review*, 102:62–81. [2](#)
- CASTILLO, M., JORDAN, J. L. et PETRIE, R. (2019). Discount Rates of Children and High School Graduation. *The Economic Journal*, 129(619):1153–1181. [2](#)
- COBB-CLARK, D. A., KASSENBOEHMER, S. C. et SCHURER, S. (2014). Healthy habits : The connection between diet, exercise, and locus of control. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 98:1–28. [6](#)
- COHEN, G. (1989). On the currency of egalitarian justice. *Ethics*, 99. [3, 4](#)
- DECKER, S. et SCHMITZ, H. (2016). Health shocks and risk aversion. *Journal of Health Economics*, 50. [3](#)
- DECKERS, T., FALK, A., KOSSE, F., PINGER, P. R. et SCHILDBERG-HÖRISCH, H. (2017). Socio-economic status and inequalities in children's IQ and economic preferences. *IZA Discussion Paper No. 11158, Available at SSRN : https://ssrn.com/abstract=3081390*. [3](#)
- DWORKIN, R. (1981). What is Equality? Part 1 : Equality of Welfare. *Philosophy & Public Affairs*, 10(3):185–246. [3](#)
- ERTAC, S. (2020). The Formation and Malleability of Preferences and Noncognitive Skills. In ZIMMERMANN, K. F., éditeur : *Handbook of Labor, Human Resources and Population Economics*, pages 1–27. Springer International Publishing, Cham. [3](#)
- ETILÉ, F. (2006). Modes de vie et santé des adolescents et des jeunes adultes. In COHEN, D., éditeur : *Une jeunesse difficile : Portrait économique et social de la jeunesse française*, CEPREMAP, pages 195–235. Editions rue d'Ulm. [9](#)

FALK, A., BECKER, A., DOHMHEN, T., ENKE, B., HUFFMAN, D. et SUNDE, U. (2018). Global Evidence on Economic Preferences. *The Quarterly Journal of Economics*, 133(4):1645–1692.

[2](#)

FALK, A., BECKER, A., DOHMHEN, T. J., HUFFMAN, D. et SUNDE, U. (2016). The preference survey module : A validated instrument for measuring risk, time, and social preferences. *Netspar discussion paper*, Available at SSRN : <https://ssrn.com/abstract=2725874>. [5](#)

FALK, A. et HECKMAN, J. J. (2009). Lab experiments are a major source of knowledge in the social sciences. *Science*, 326(5952):535–538. [5](#)

FEINSTEIN, L. (2000). *The relative economic importance of academic, psychological and behavioural attributes developed on childhood*. Numéro 443. Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science. [6](#)

FLEURBAEY, M. (2008). *Fairness, responsibility, and welfare*. Oxford University Press. [4](#)

FLOURI, E. (2006). Parental interest in children's education, children's self-esteem and locus of control, and later educational attainment : Twenty-six year follow-up of the 1970 British Birth Cohort. *British journal of Educational psychology*, 76(1):41–55. [6](#)

GALIZZI, M. M., MIRALDO, M. et STAVROPOULOU, C. (2016). In Sickness but Not in Wealth. *Medical Decision Making*, 36(4):503–517. [5](#)

GOLSTEYN, B. H. H., GRÖNQVIST, H. et LINDAHL, L. (2014). Adolescent time preferences predict lifetime outcomes. *Economic Journal*, 124(580). [2](#)

GROSSMAN, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political economy*, 80(2):223–255. [1](#)

HOLAHAN, J. et KENNY, G. (2008). *Health insurance coverage of young adults : Issues and broader considerations*. Urban Institute, Washington, DC. [9](#)

HUFE, P., PEICHL, A., ROEMER, J. et UNGERER, M. (2017). Inequality of income acquisition : the role of childhood circumstances. *Social Choice and Welfare*, 49(3):499–544. [8](#)

JONES, A., RICE, N. et ROBONE, S. (2018). The effect of health shocks on financial risk preferences differs by personality traits. Rapport technique. [3](#)

KESAVAYUTH, D., POYAGO-THEOTOKY, J., TRAN, D. B. et ZIKOS, V. (2020). Locus of control, health and healthcare utilization. *Economic Modelling*, 86:227 – 238. [6](#)

INTRODUCTION GÉNÉRALE

- KESSLER, R. C., BERGLUND, P., DEMLER, O., JIN, R., MERIKANGAS, K. R. et WALTERS, E. E. (2005). Lifetime prevalence and age-of-onset distributions of DSM-IV disorders in the National Comorbidity Survey Replication. *Archives of general psychiatry*, 62(6):593–602. [10](#)
- KROSNICK, J. A. et ALWIN, D. F. (1989). Aging and susceptibility to attitude change. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57(3):416–425. [7](#)
- LEGAL, R. et 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. *Dossier solidarités et santé*, 66. [9](#)
- LÉON, C., CHAN CHEE, C., DU ROSCOÄT, E., ANDLER, R., COGORDAN, C., GUIGNARD, R. et ROBERT, M. (2018). La dépression en France chez les 18–75 ans : Résultats du Baromètre santé 2017. *Bull. Epidémiol. Hebd*, pages 32–33. [10](#)
- LUTTER, J. I., SZENTES, B., WACKER, M. E., WINTER, J., WICHERT, S., PETERS, A., HOLLE, R. et LEIDL, R. (2019). Are health risk attitude and general risk attitude associated with healthcare utilization, costs and working ability? Results from the German KORA FF4 cohort study. *Health Economics Review*, 9(1):26. [2](#)
- MÉNARD, C. et GUIGNARD, R. (2013). Santé et consommation de soins des 15-30 ans. In BECK, F. et RICHARD, J.-B., éditeurs : *Les comportements de santé des jeunes. Analyses du Baromètre santé*, pages 174–197. [9](#), [10](#)
- MIGNON, D. (2020). Se préoccuper de sa santé : arbitrage entre le curatif, la prévention et les comportements à risque. In BELGHITH, F., BOHET, A., MORVAN, Y., RÉGNIER-LOILIER, A., TENRET, E. et VERLEY, E., éditeurs : *La Santé des Etudiants*, pages 145–159. La Documentation française, Vanves. [10](#)
- MIGNON, D. et MORVAN, Y. (2020). Le recours aux soins des étudiants souffrant de dépression en 2016. In BELGHITH, F., BOHET, A., MORVAN, Y., RÉGNIER-LOILIER, A., TENRET, E. et VERLEY, E., éditeurs : *La Santé des Etudiants*, pages 129–144. La Documentation française, Vanves. [10](#)
- MORVAN, Y., FRAJERMAN, A., KERN, L. et CHAUMETTE, B. (2019). Santé psychique, mal-être, dépression et anxiété des étudiants : des chiffres et des humains? *Revue québécoise de psychologie*, 40(2):5–24. [10](#)
- NUSCHELER, R. et ROEDER, K. (2016). To Vaccinate or to Procrastinate? That is the Prevention Question. *Health Economics*, 25(12):1560–1581. [2](#)

- REY, B. (2003). A Note on Optimal Insurance in the presence of a Nonpecuniary Background Risk. *Theory and Decision*, 54(1):73–83. [11](#)
- RICHARD, S. F. (1975). Multivariate Risk Aversion, Utility Independence and Separable Utility Functions. *Management Science*, 22(1):12–21. [6](#)
- ROEMER, J. E. (1998). Equality of opportunity. *Harvard University Press, Cambridge, MA*. [3, 4](#)
- ROTHSCHILD, M. et STIGLITZ, J. E. (1970). Increasing risk : I. A definition. *Journal of Economic theory*, 2(3):225–243. [4](#)
- ROTTER, J. B. (1954). *Social learning and clinical psychology*. Johnson Reprint Corporation. [6](#)
- ROTTER, J. B. (1966). Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement. *Psychological monographs : General and applied*, 80(1):1. [6](#)
- SAHM, C. R. (2012). How much does risk tolerance change? *The quarterly journal of finance*, 2(04):1250020. [3](#)
- SCHURER, S. (2015). Lifecycle patterns in the socioeconomic gradient of risk preferences. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 119:482–495. [3](#)
- STIGLER, G. J. et BECKER, G. S. (1977). De Gustibus Non Est Disputandum. *The American Economic Review*, 67(2):76–90. [3](#)
- SUTTER, M., KOCHER, M. G., GLÄTZLE-RÜTZLER, D. et TRAUTMANN, S. T. (2013). Impatience and uncertainty : Experimental decisions predict adolescents' field behavior. *American Economic Review*, 103(1):510–531. [3](#)
- SUTTER, M., YILMAZ, L. et OBERAUER, M. (2015). Delay of gratification and the role of defaults—An experiment with kindergarten children. *Economics Letters*, 137:21–24. [3](#)
- TRAUTMANN, S. T. et van de KUILLEN, G. (2018). Higher order risk attitudes : A review of experimental evidence. *European Economic Review*, 103:108–124. [4](#)
- VETTER, S., HEISS, F., MCFADDEN, D. et WINTER, J. (2013). Risk attitudes and Medicare Part D enrollment decisions. *Economics Letters*, 119(2):128–132. [2](#)
- VISCUSI, W. K. (2019). Utility functions for mild and severe health risks. *Journal of Risk and Uncertainty*, 58(2):143–166. [5](#)

Chapitre I

Health insurance decision : considering health-related preferences

Sommaire

I.1	Introduction	20
I.2	Theoretical Setting	22
I.3	Experimental design	31
I.4	Testable predictions and empirical strategy	42
I.5	Empirical results	48
I.6	Discussion	60
	Bibliography	63
	Appendix	66
I.A	Detailed descriptive statistics experiment "Exogenous treatment and health insurance decision"	66
I.B	Supplementary analysis experiment "Joint treatment and health insurance decision"	68
I.C	Instructions experiment "Exogenous treatment and health insurance decision"	71
I.D	Instructions experiment "Joint treatment and health insurance decision"	82

Basé sur un projet en collaboration avec David Crainich (CNRS (LEM UMR 9221) and IESEG School of Management), Léontine Goldzahl (Edhec Business School) et Florence Jusot (Université Paris-Dauphine, PSL, LEDa, LEGOS)

I.1 Introduction

Understanding health insurance decision has mostly been done using the tools of insurance decision. However, health insurance is a specific type of insurance for two reasons. First, empirical evidence suggests that demand for health insurance is not only driven by willingness to cover financial risks (Arrow, 1963; Pauly, 1968), but also to improve one's health. Health improvement results from better access to healthcare providers or reduced waiting time (Aron-Dine et al., 2013; Finkelstein et al., 2012; Michalopoulos et al., 2011). Hence, modeling health insurance decision requires to use a bi-dimensional utility function with a health and a financial component. Second, an individual is able to decide the extent of her health damages *ex-post* *i.e.* when she knows she is sick. In other words, she can decide to buy treatment, among a set of more or less expensive and effective treatments, that will improve her health. Health insurance is typically used to cover such expenses. Therefore, the extent of health insurance coverage influences treatment choices, and *vice versa*.

The two features of health insurance have important implications in how health insurance decisions are modeled and this has not always been taken into account in the theoretical literature.

The first theoretical works on health insurance accounted for medical care as a potential loss of income or wealth, thus health insurance being only valued as a protection against a financial risk (Arrow, 1963; Pauly, 1968). Hence, health insurance demand depends on individual's risk aversion (Friedman and Savage, 1948; Mossin, 1968). Health insurance is also a way to transfer consumption from one state of nature (good health status) to another (poor health status). Introducing a bivariate utility function with a financial and health component, Rey (2003) accounted for this feature of insurance and showed that preferences towards correlation¹, which captures how the marginal utility of wealth changes with health status, plays a critical role in understanding health insurance decisions. As pointed out by Nyman (2006), considering healthcare access only as a financial loss failed to take into account the utility generated by healthcare use. Also, empirical works highlighted the role of healthcare access in health insurance demand (e.g. Miller et al. (2004); Muennig et al. (2005)). de Meza (1983) and Nyman (2003) accounted for the utility generated by healthcare use in their theoretical models. But consequences of health insurance on health through treatment have, to the best

1. The concept of correlation aversion was introduced by Richard (1975) and extended at higher risk order by Eeckhoudt et al. (2007).

of our knowledge, not yet been taken into account in theoretical models.

The theoretical framework in this chapter relies on a bi-dimensional utility function, including a financial and a health component, in an expected utility framework. In the first part, we follow the framework of Rey (2003) with an exogenous treatment cost and study the variation of insurance demand following a change in different parameters of the decision (initial wealth, initial health, and cost of treatment). This highlights not only the role of risk aversion in the financial domain and preferences towards correlation but also the role of higher order and multivariate risk preferences : prudence, cross-prudence in health, cross-prudence in wealth.

To take into account the second feature of health insurance, *i.e* the choice of the extent of health damages, we model in a second part a joint decision of health insurance coverage and treatment. This contributes to the theoretical literature by considering health insurance consequences on individual's health state through its relationship with treatment decisions. In this model, the individual chooses among several treatments that differ according to their costs and effectiveness. Incorporating a joint treatment and health insurance decision yields a new determinant to health insurance demand which is health preference relative to money, whose effect on health insurance has not been looked at. We also derive results regarding the relationship between treatment and insurance indemnity.

Another contribution of this chapter is to test empirically the theoretical predictions relying on data generated in a lab experiment. Previous papers measuring determinants of health insurance coverage differ from ours in several ways. Three papers focus on the relationship between risk preference in the financial domain and health insurance coverage decisions. Schram and Sonnemans (2011) and Kairies-Schwarz et al. (2017) use the experimental lab to measure risk preferences in relation to health insurance decisions. They respectively base their studies on the expected utility theory and prospect theory. van Wilgenburg (2018)'s work adds to this stream of the literature by examining how subjective beliefs about health expenses in addition to risk preference and probability weighting affect health insurance coverage decisions. Other papers account for the bi-dimensional nature of the utility function to address health-related issues, and hence measure preference towards correlation. Finkelstein et al. (2019) used survey data to propose a measure of preference towards correlation in relation to health insurance. Attema et al. (2019) and Gyrd-Hansen (2016) also measured preference for correlation using experimental data, although their aim was not to study health insurance demand. Besides, Attema et al. (2019) use years of life that relates more to preference for longevity rather than health. Our experimental design is closer to Gyrd-Hansen (2016), especially because she measures both preference for correlation and preference for

health relative to money. Overall, the objective of the three papers was to describe the population distribution of preferences, while we focus on the relationship between preferences and health insurance decisions.

The chapter proceeds as follows. In section I.2, we develop our theoretical model. Section I.3 describes the experimental settings. The testable predictions and the adopted empirical strategy to test them are developed in section I.4. Our results are displayed in section I.5 and discussed in the last one.

I.2 Theoretical Setting

I.2.1 Health insurance decision considering a wealth-health utility function

Let us consider individuals maximizing their expected utility over one time period and deriving utility from wealth (w) and health (h), so that their utility function is denoted $u(w, h)$. The utility function is increasing but we make no assumption about the signs of its second-order derivatives.² A given disease occurs with probability p and lowers individual's health status from h to $h - m$, where m denotes the severity of the disease. We refer to this state as the loss state. In case of disease, the individual receives treatment which cost L . Before the potential occurrence of disease, individuals are offered insurance at fair odds : when purchasing insurance contracts, individuals choose a lump-sum indemnity $I \geq 0$ in case of disease in exchange for a premium pI . The individual maximization program is thus given by :

$$\text{Max}_I \text{EU} = (1 - p)U(w - pI, h) + pU(w - pI - L + I, h - m)$$

We adopt the following notation : $A = (w - pI, h)$ and $B = (w - pI - L + I, h - m)$, with $w_A = w - pI$, $w_B = w - pI - L + I$, $h_A = h$ and $h_B = h - m$. The first order condition related to this maximization program is given by :

$$\frac{\delta \text{EU}}{\delta I} = -(1 - p)p u_1(A) + (1 - p)p u_1(B) = 0 \quad (\text{I.1})$$

Eq. (I.1) defines an interior solution which is a maximum when the second-order condition is satisfied ($\frac{\delta^2 \text{EU}}{\delta I^2} < 0$). Aversion to financial risks ($u_{11}(w, h) < 0$) is a sufficient condition

2. First and second derivatives of the utility function with respect to the first argument (wealth) are respectively denoted by $u_1(w, h)$ and $u_{11}(w, h)$. First and second derivatives of the utility function with respect to the second argument (health) are respectively denoted by $u_2(w, h)$ and $u_{22}(w, h)$. The cross derivative of the utility function is denoted by $u_{12}(w, h)$. An individual is correlation averse if $u_{12}(w, h) < 0$.

for this to happen. We suppose that the second-order condition is met in the following.

It can be deduced from Eq.(I.1) that the optimal level of insurance indemnity is such that $u_1(A) = u_1(B)$ when an interior solution prevails. As indicated by Rey (2003), this implies that the insurance demand depends on individuals' attitudes towards correlation. More precisely :

$$I \stackrel{<}{\geqslant} L \Leftrightarrow u_{12}(w, h) \stackrel{>}{\leqslant} 0 \quad (\text{I.2})$$

In the following, we detail how insurance decision depends on preferences towards correlation for risk averse individuals ($u_{11}(w, h) < 0$). If individuals are correlation neutral ($u_{12}(w, h) = 0$), they transfer wealth from the loss state to the no-loss state only to reduce financial risks. This is similar to the case of an insurance decision with a utility function with only a financial argument. As shown by Mossin (1968), when insurance premia are actuarially fair, risk averse individuals eliminate risks by purchasing full insurance coverage ($I = L$).

This first incentive to transfer wealth to the loss-state is combined with another one resulting from preferences towards correlation (*i.e.* if individuals are correlation averse or correlation seeker). When individuals are correlation averse ($u_{12}(w, h) < 0$), their marginal utility of wealth is higher in the loss state than in the no-loss state (Richard, 1975). As a result, correlation aversion offers an additional incentive to transfer wealth from the latter state to the former, so that financial risk aversion combined with correlation aversion lead to more than full insurance ($I > L$) when insurance contracts are purchased at fair odds. In contrast, when they are correlation seeker ($u_{12}(w, h) > 0$), individuals' marginal utility of wealth is higher in the no-loss state than in the loss state. Consequently, individuals do not buy full insurance coverage ($I < L$) as their attitude towards correlation gives them incentives to transfer wealth to the no-loss state.

Hence $h_A > h_B$ and $w_A > w_B$ if $u_{12}(w, h) > 0$, *i.e.* given that the health state is always lower in the loss state, correlation seeker individuals would choose their insurance level such that their wealth is higher in the no-loss state than in loss state. Similarly, $h_A > h_B$ and $w_A < w_B$ if $u_{12}(w, h) < 0$: correlation averse individuals will choose their insurance level such that their wealth is higher in the loss state.

Static comparative

We now explore how insurance demand varies following a variation in the treatment cost (L), a variation in initial wealth level (w) and one in initial health level (h). In all cases, the variation studied is positive. This section is only valid if the second-order condition is satisfied ($u_{11}(w, h) < 0$).

In the following, for each variation studied, we use the implicit function theorem. The method is detailed for the first case. It is then applied to the others cases.

Treatment cost variation By differentiating the first order condition to study a variation of the indemnity level (I) following a variation of the treatment cost (L), all other parameters remaining constant, we obtain :

$$\frac{\delta^2 \text{EU}}{\delta I^2} \times dI + \frac{\delta^2 \text{EU}}{\delta L \delta I} \times dL = 0 \quad (\text{I.3})$$

Rearranging this equation gives :

$$\frac{dI}{dL} = -\frac{\frac{\delta^2 \text{EU}}{\delta L \delta I}}{\frac{\delta^2 \text{EU}}{\delta I^2}} \quad (\text{I.4})$$

As the second order condition is satisfied ($\frac{\delta^2 \text{EU}}{\delta I^2} < 0$), the variation of insurance indemnity following an increase of the treatment cost ($\frac{dI}{dL}$) is of the sign of $\frac{\delta^2 \text{EU}}{\delta L \delta I}$.

$$\frac{\delta^2 \text{EU}}{\delta L \delta I} = -p(1-p)u_{11}(\text{B}) \quad (\text{I.5})$$

From Eq. I.5, the indemnity level demand always increases as risk aversion in the financial domain is always verified ($u_{11}(w, h) < 0$).

Initial wealth level variation A variation of the initial wealth level will be such that :

$$\frac{dI}{dw} = -\frac{\frac{\delta^2 \text{EU}}{\delta w \delta I}}{\frac{\delta^2 \text{EU}}{\delta I^2}} \quad (\text{I.6})$$

With the same reasoning as previously, the variation of insurance indemnity following an increase of initial wealth is of the sign of $\frac{\delta^2 \text{EU}}{\delta w \delta I}$.

$$\frac{\delta^2 \text{EU}}{\delta w \delta I} = -p(1-p)u_{11}(\text{A}) + p(1-p)u_{11}(\text{B}) \quad (\text{I.7})$$

From Eq. I.7, the indemnity level demand variation is of the sign of $u_{11}(\text{B}) - u_{11}(\text{A})$ that is to say how individuals value respectively the loss state and the no-loss state. The difference between these two states is explained by differences in valuation of health and wealth states. For the wealth states, three cases need to be considered, depending on the sign of $u_{12}(w, h)$.

- First case : if $u_{12}(w, h) > 0$, the insurance indemnity demand is such that $I < L$, so $w_A > w_B$. The sign of $u_{11}(\text{B}) - u_{11}(\text{A})$ depends on the sign of $u_{111}(w, h)$ such that : $u_{11}(\text{B}) - u_{11}(\text{A}) > 0$.

$$u_{11}(A) \gtrless 0 \Leftrightarrow u_{111}(w, h) \gtrless 0^3.$$

Explaining it with words, the sign of $u_{11}(B) - u_{11}(A)$ in the case of $w_A > w_B$ depends on the difference in the intensity of risk aversions in the loss state ($u_{11}(B)$) and in the no-loss state ($u_{11}(A)$). If the individual is more willing to accept risk in the no-loss state than in the loss state ($u_{11}(A) > u_{11}(B)$), it means that the individual is prudent ($u_{111}(w, h) > 0$). So the sign of the difference of valuation of the loss state and of the no-loss state in this case is the opposite of the one of prudence.

- Second case : if $u_{12}(w, h) = 0$, the insurance indemnity demand is such that $I = L$, so $w_A = w_B$. Hence $u_{11}(B) - u_{11}(A) = 0$
- Third case : if $u_{12}(w, h) < 0$, the insurance indemnity demand is such that $I > L$, so $w_A < w_B$. The sign of $u_{11}(B) - u_{11}(A)$ depends on the sign of $u_{111}(w, h)$ such that : $u_{11}(B) - u_{11}(A) \gtrless 0 \Leftrightarrow u_{111}(w, h) \gtrless 0$.

Here, the sign of the difference of valuation of the loss state and of the no-loss state is the same as the one of prudence.

Considering now the health states, the relationship is more straightforward as $h_A > h_B$ is always verified. The sign of $u_{11}(B) - u_{11}(A)$ depends on cross-prudence in health and is such that : $u_{11}(B) - u_{11}(A) \gtrless 0 \Leftrightarrow u_{112}(w, h) \gtrless 0$.

Overall, the sign of $u_{11}(B) - u_{11}(A)$ depends on preference towards correlation ($u_{12}(w, h)$), prudence ($u_{111}(w, h)$) and cross-prudence in health ($u_{112}(w, h)$). For some cases, knowing only the sign of these preferences is enough to conclude to the sign of $u_{11}(B) - u_{11}(A)$, hence to the variation of insurance indemnity demand following an initial wealth variation. For example, if the individual is correlation averse ($u_{12}(w, h) < 0$), cross-prudent in health ($u_{112} > 0$) and imprudent ($u_{111} < 0$), then we are always in the case where $u_{11}(B) < u_{11}(A) \Rightarrow u_{11}(B) - u_{11}(A) < 0$, no matter the intensity of the preferences. So the variation of insurance indemnity demand following a positive initial wealth variation is negative for an individual correlation averse, cross-prudent in health and imprudent. A similar reasoning can be done for other combination of the preferences.

Initial health level variation A variation of the initial health level will be such that :

$$\frac{dI}{dh} = -\frac{\frac{\delta^2 \text{EU}}{\delta h \delta I}}{\frac{\delta^2 \text{EU}}{\delta I^2}} \quad (\text{I.8})$$

3. Given that $w_A > w_B$, $u_{11}(B) > u_{11}(A)$ is true if the function $u_{11}(w, h)$ is decreasing in w , that is to say if the derivative in w is negative ($u_{111} < 0$).

With the same reasoning as previously, the variation of insurance indemnity following an increase of initial wealth is of the sign of $\frac{\delta^2 \text{EU}}{\delta h \delta I}$.

$$\frac{\delta^2 \text{EU}}{\delta h \delta I} = -p(1-p)u_{12}(A) + p(1-p)u_{12}(B) \quad (\text{I.9})$$

From Eq. I.9, the indemnity level demand sign depends on the sign of $u_{12}(B) - u_{12}(A)$ that is to say how individuals value respectively the loss state and the no-loss state. The difference between these two states is explained by differences in health and wealth states.

For the wealth states, three cases need to be considered, depending on the sign of $u_{12}(w, h)$, following the reasoning done for an initial wealth level variation.

- First case : if $u_{12}(w, h) > 0$, so $w_A > w_B$. The sign of $u_{12}(B) - u_{12}(A)$ depends on the sign of $u_{112}(w, h)$ such that : $u_{12}(B) - u_{12}(A) \gtrless 0 \Leftrightarrow u_{112}(w, h) \gtrless 0$.

Explaining it with words, the sign of $u_{12}(B) - u_{12}(A)$ in the case of $w_A > w_B$ depends on the difference in the intensity of preference towards correlation in the loss state ($u_{12}(B)$) and in the no-loss state ($u_{12}(A)$). If the individual is more correlation seeker in the no-loss state than in the loss state ($u_{12}(A) > u_{12}(B)$), it means that the individual is cross-prudent in health ($u_{112}(w, h) > 0$)⁴. So the sign of the difference of valuation of the loss state and of the no-loss state in this case is the opposite of the one of cross-prudence in health.

- Second case : if $u_{12}(w, h) = 0$, the insurance indemnity demand is such that $I = L$, so $w_A = w_B$. Hence $u_{11}(B) - u_{11}(A) = 0$
- Third case : if $u_{12}(w, h) < 0$, the insurance indemnity demand is such that $I > L$, so $w_A < w_B$. The sign of $u_{12}(B) - u_{12}(A)$ depends on the sign of $u_{112}(w, h)$ such that : $u_{12}(B) - u_{12}(A) \gtrless 0 \Leftrightarrow u_{112}(w, h) \gtrless 0$.

The sign of the difference of valuation of the loss state and of the no-loss state is the same as the one of cross-prudence in health.

If we now look at the health states, the relationship is more straightforward as $h_A > h_B$ is always verified. The sign of $u_{12}(B) - u_{12}(A)$ depends on cross-prudence in health and is such that : $u_{12}(B) - u_{12}(A) \gtrless 0 \Leftrightarrow u_{122}(w, h) \gtrless 0$.

Overall, the sign of $u_{12}(B) - u_{12}(A)$ depends on preference towards correlation ($u_{12}(w, h)$), cross-prudence in health ($u_{112}(w, h)$) and cross-prudence in wealth ($u_{122}(w, h)$). For some cases, knowing only the sign of these preferences is enough to conclude to the sign of $u_{12}(B) - u_{12}(A)$. Hence one can conclude to the variation of insurance indemnity demand following an initial health variation. For example, if the individual is correlation seeker ($u_{12}(w, h) > 0$),

4. Precisely, here $u_{12}(B) - u_{12}(A) \gtrless 0 \Leftrightarrow u_{121}(w, h) \gtrless 0$ but we consider that $u_{112}(w, h) = u_{121}(w, h)$.

cross-imprudent in health ($u_{112} < 0$) and cross-imprudent in wealth ($u_{122} < 0$), then we are always in the case where $u_{12}(B) > u_{12}(A) \Rightarrow u_{12}(B) - u_{12}(A) > 0$, no matter the intensity of the preferences. So the variation of insurance indemnity demand following a positive initial health variation is positive for an individual correlation seeker, cross-imprudent in health and cross-imprudent in wealth. A similar reasoning can be done for other combination of the preferences.

In this section, considering a bivariate utility, we derived results of insurance demand that match with those of Rey (2003) (for the case of an insurable and a non-insurable loss positively correlated). From that, the static comparative for a variation of several parameters show that the variation of insurance indemnity level depends on multivariate risk preferences (risk aversion, prudence, preference towards correlation, cross-prudence in health and cross-prudence in wealth).

We now introduce the possibility to consider the anticipated treatment choice in the health insurance decision.

I.2.2 Joint treatment and health insurance decision considering a wealth-health utility function

The overall setting is the same than previously : individuals maximize their expected utility over one time period, with a utility function $u(w, h)$. The disease is characterized with a probability p of occurrence and a severity m . Contrary to the previous case, in case of occurrence of the disease, individuals have a choice regarding their treatment. More precisely they choose the treatment intensity, denoted n , which reduces the detrimental effect of the disease : $m(n)$ is thus the severity of disease where $m'(n) < 0$ (treatment reduces the severity of disease) and $m''(n) > 0$ (the marginal return of treatment is decreasing) are assumed. The unit cost of the treatment is constant (it is denoted by c). The total cost of the treatment is then $cn = T$ ⁵. The parameters relative to the health insurance decision are the same as before : individuals choose a lump-sum indemnity $I \geq 0 \in [0, \bar{I}]$ ⁶ received in case of disease in exchange for a premium pI . The individual maximization program is thus given by :

$$\text{Max}_{I,n} \text{EU} = (1-p)U(w - pI, h) + pU(w - pI - T + I, h - m(n))$$

We adopt a similar notation to previously : $A = (w - pI, h)$ and $B = (w - pI - T + I, h - m(n))$.

5. Please note that T corresponds to L defined previously. It is the financial loss due to the treatment. Here the loss is in part chosen through the choice of treatment intensity n . We adopt a different notation to distinguish between the non-chosen loss and the in part-chosen one.

6. \bar{I} being the highest insurance indemnity sold by companies.

The first order conditions related to this maximization program are given by :

$$\frac{\delta \text{EU}}{\delta I} = -(1-p)pu_1(A) + (1-p)pu_1(B) = 0 \quad (\text{I.10})$$

$$\frac{\delta \text{EU}}{\delta n} = -pcu_1(B) - pm'(n)u_2(B) = 0 \quad (\text{I.11})$$

We suppose that second order conditions are met so that Eqs. (I.10) and (I.11) jointly define an interior solution which is a maximum. Note that aversion to financial risk ($u_{11}(w, h) < 0$) is a necessary condition for these second order conditions to be satisfied.

The effect of preferences on treatment and insurance decisions

Regardless of the treatment intensity n , it can be deduced from Eq.(I.10) that the optimal level of insurance indemnity is such that $u_1(A) = u_1(B)$ when an interior solution prevails. As indicated by Rey (2003), this implies that the insurance demand depends on individuals' attitudes towards correlation. More precisely :

$$I \stackrel{<}{\geq} T \Leftrightarrow u_{12}(w, h) \stackrel{>}{\leq} 0 \quad (\text{I.12})$$

The demand for insurance in bivariate environments is dictated by preferences towards both risk and correlation. The reasoning for Eq. I.1 applies here.

We explore here the results when the second order condition of risk aversion is not satisfied. Suppose now that individuals are risk neutral ($u_{11}(w, h) = 0$), *i.e.* they have no particular preference for the spread of the distribution. In that case, their insurance demand is only driven by their preference towards correlation. Specifically, they purchase more than full coverage when their marginal utility of wealth is higher in the disease state than in the healthy state (correlation aversion) and purchase less than full insurance in the opposite case (correlation seeking). Eq. (I.10) even indicates that corner solutions prevail when individuals are risk neutral and : 1) correlation averse ($I = \bar{I}$) ; 2) correlation seeker ($I = 0$). To see this, consider that $u_{12}(w, h) < 0$ and evaluate Eq. (I.10) at $I = \bar{I}$:

$$\frac{\delta \text{EU}}{\delta I} = -u_1(w - p\bar{I}, h) + u_1(w - p\bar{I} - T + \bar{I}, h - m(n)) > 0 \quad (\text{I.13})$$

Correlation averse individuals' expected utility increases whenever wealth is transferred from the healthy state to the disease state. As a result, they buy as much insurance as possible and are constrained to buy the maximum indemnity \bar{I} .

The same rationale prevails when individuals are correlation seeker ($u_{12}(w, h) > 0$). Considering preferences and Eq. (I.10) evaluated at $I = 0$:

$$\frac{\delta EU}{\delta I} = -u_1(w, h) + u_1(w - T, h - m(n)) < 0 \quad (I.14)$$

Correlation seekers transfer as much wealth as possible from the disease state to the healthy state as their marginal utility of wealth is higher in the later state than in the former. Therefore, they buy no insurance ($I = 0$). Note that individuals who are both correlation neutral and risk neutral are indifferent to insurance.

Risk seeker individuals ($u_{11}(w, h) > 0$) have a preference for maximizing the spread of the wealth distribution they are exposed to. In that case, Eq. (I.10) does not define a maximum and corner solutions prevail. Individuals make extreme insurance choices (no insurance or maximum insurance) which are dictated by their preference towards correlation : they buy the maximum level of insurance offered when they are correlation averse (as their marginal utility of wealth is higher in the disease state; inequality (I.13) also holds in this case) and buy no insurance when they are correlation seeker (as their marginal utility of wealth is higher in the no-disease state; inequality (I.14) holds). In these two cases, risk seeking thus reinforces the choice dictated by preference towards correlation (*i.e.* maximum insurance or no insurance). When they are risk seeker and correlation neutral, individuals choose the option that maximizes the difference between the wealth levels in the disease and in the no disease state. This is equivalent to maximizing the absolute value of $I - T$. In our experiment, the extent of the upwards deviations from T were lower than that of downwards deviations. As a result, risk seeking and correlation neutral or seeker subjects are expected to choose no insurance ($I = 0$).

TABLE I.1 – Predictions of health and treatment choices according to risk preference and preference towards correlation

$T > 0$	Risk aversion	Risk neutrality	Risk seeking
Correlation aversion	$I > T$	$I > T$	$I > T$
Correlation neutrality	$I = T$	indifference	$\max I - T $
Correlation seeking	$I < T$	$I < T$	$I < T$
$T = 0$	Risk aversion	Risk neutrality	Risk seeking
Correlation aversion	$I > T$	$I > T$	$I > T$
Correlation neutrality	$I = T$	indifference	$\max I - T $
Correlation seeking	$I = T$	$I = T$	$I = T$

These results are summarized in Table I.1. The top panel is when a treatment is chosen ($T>0$), while the bottom one is when individuals take no treatment ($T=0$). The absence of treatment (second panel) introduces two differences between the two tables : 1) correlation seekers cannot choose $I < T$ as the insurance indemnity they choose must be non-negative. Therefore, they buy no insurance ($I = T = 0$) ; 2) correlation neutral and risk seeker individuals choose $I = 0$ when $T > 0$ (this is in our experiment the option that maximizes the difference between T and I) and $I = \bar{I}$ when $T = 0$.

Treatment intensity and indemnity level relationship

The treatment intensity choice is guided through the comparison of its cost ($T'(n)$) relative to its efficacy ($M'(n)$). This choice is made in certainty situation (*i.e.* when the individual is sick). Therefore, as indicated by Eq.(I.11), it is not directly driven by preferences towards risk or towards correlation. The only preference that directly influences the treatment intensity is the relative preference individuals have towards wealth and health (u_2/u_1).

However, preferences toward risk and correlation have an indirect impact on treatment intensity through their effect on the insurance indemnity. Likewise, relative preferences towards wealth and health have an indirect impact on the demand for insurance. Therefore, in order to measure these indirect effects, we must determine how the demand for treatment and insurance influence each other. When Eqs. (I.10) and (I.11) define an interior solution, the direction of this interaction depends on the sign of Eq. (I.15) :

$$\frac{\delta EU}{\delta I \delta n} = (1-p)p[-cu_{11}(B) - m'(n)u_{12}(B)] \quad (\text{I.15})$$

Using Eq.(I.11), it can be shown that the slope of the reaction functions depends on the relative intensity of preferences towards risk and correlation :

$$\frac{\delta EU}{\delta I \delta n} \geq 0 \Leftrightarrow \frac{-u_{11}(B)}{u_1(B)} \geq \frac{-u_{12}(B)}{u_2(B)} \quad (\text{I.16})$$

This result can be explained as follows. Any increase in treatment intensity in case of disease has - in the loss state - a negative effect on wealth and a positive effect on health. The first effect increases the insurance demand of risk averse individuals while the second increases (resp. decreases) the insurance demand if individuals are correlation seeker (resp. averse). Higher treatment intensity in case of disease indeed reduces the health state gap between the loss and the no-loss state, so that the incentives for correlation seeker (resp. correlation averse) individuals to transfer wealth from the loss state to the no loss state (resp.

from the no-loss state to the loss state) is reduced. As a result, if individuals are risk averse and correlation seeker, $\frac{\delta \text{EU}}{\delta I \delta n} > 0$ the reaction functions are upward sloping. If individuals are risk averse and correlation averse, the sign of $\frac{\delta \text{EU}}{\delta I \delta n}$ depends on the relative intensities of absolute risk aversion ($\frac{-u_{11}(B)}{u_1(B)}$) and of correlation aversion ($\frac{-u_{12}(B)}{u_2(B)}$)⁷.

For some combinations of preferences, the relationship between absolute risk aversion and correlation aversion is straightforward. For example for a risk averse and correlation seeker individual, $u_{11}(w, h) < 0$ is negative and $u_{12}(w, h) > 0$, so $\frac{-u_{11}(B)}{u_1(B)} > \frac{-u_{12}(B)}{u_2(B)}$. According to the relation defined in (I.16), the sign between insurance indemnity and treatment intensity is positive. Note that the sign of the insurance-treatment relationship may be uncovered without knowing the intensity of the preferences.

When corner solutions prevail, the relationship defined in (I.16) is not verified. When individuals are risk neutral or risk seeker, they always either buy no insurance ($I = 0$) or the maximum available insurance ($I = \bar{I}$), regardless of the level of treatment.

I.3 Experimental design

I.3.1 Setting

We implement an experimental design for each of the two theoretical settings. The experiment related to the part with a joint treatment and health insurance decision was conducted in the experimental lab of Université Paris-Dauphine, Paris in France during two weeks in April 2019, and programmed with oTree (Chen et al., 2016). We invited second year and third year business undergraduate students. Lab experiment participation is mandatory as part of their curriculum. The subjects did not receive any participation fee and no task was financially incentivised⁸. The objective was to avoid inducing a hypothetical bias solely on the health domain in decisions involving a trade-off between health and wealth. We suspected that incentivising only one domain would have made subjects overlooking the health consequences by drawing their attention only on the financial consequences. Answers were fully anonymous.

Upon arrival at the laboratory, subjects were given oral instructions and were informed that there were no expected answers, and that their responses were anonymous. The experiment had 3 parts. The first part was a training on probabilities and on getting subjects

7. This ratio corresponds to one particular way of measuring the intensity of preference towards correlation (Crainich et al., 2020).

8. Note that this is usually what is done when preferences towards health are measured (see for instance Gyrd-Hansen (2016) or Attema et al. (2019)). Using incentive compatible measures in the health domain is challenging and has not been successfully used so far.

acquainted with health states description. Health states were described throughout the experiment using the Euroqol EQ-5D-5L descriptive system (EuroQol Group, 1990; Herdman et al., 2011). Every health state was described according to 5 dimensions : mobility, self-care, usual activities, pain/discomfort and anxiety/depression. Each dimension has 5 levels : no problem, slight problems, moderate problems, severe problems and extreme problems. Each level has a number from 1 to 5, where 1 corresponds to no problem. One can describe a health state by selecting a statement in each dimension. Each decision results in a 1-digit number that expresses the level selected for that dimension. The digits for the five dimensions can be combined into a 5-digit number that describes the respondent's health state. The second part included preferences elicitation and the joint treatment and insurance tasks. The order of the tasks was random. The third part asked questions about individual socio-demographic and health characteristics. Subjects took on average 16 minutes to complete the experiment. 289 subjects participated. Among them 19 were excluded due to inconsistencies in their answers to the risk preference measure (multiple switching and preference for strictly dominated option⁹). Our final sample includes 270 individuals.

Currently, the design related to the part with an exogenous treatment is still being developed. The experiment is also programmed with oTree. A pilot has been conducted with 18 students in a class of first year master of health economics on 20th November, 2019. We also have 8 additional observations relative to the answers of early career researchers in health economics. Similarly to the previous experiment, there were 3 parts : a training one, a task one and a questionnaire one.

The first part trained on probabilities and lottery tasks and acquainted them with health states description. The health states description was also based on the Euroqol EQ-5D-5L descriptive system but we introduced a duration to the mobility dimension. The EQ-5D-5L descriptive system was first introduced and then it was explained that health states can be more precised by adding a duration to the mobility dimension. The phrasing indicated how long an individual can walk around each day (in our experiment it ranged from 30 minutes to 2 hours and 30 minutes). We used a combination of the duration and the 4-digit number of the other dimensions¹⁰. Note that the higher the duration, the better the individual is. The rationale for using duration is linked to preferences measure and the need to have a zero-mean health risk. It will be developed later on.

The second part of the experiment included preferences elicitation and four insurance tasks. The order of the tasks was random. The third part was the same survey than in the

9. These are interpreted as a lack of focus and make us question the quality of the other answers.

10. For example, 2h30-2531 describes : "I cannot walk around more than 2h30 per day/I have slight problems washing or dressing myself/I am unable to do my usual activities/I am not anxious or depressed".

previous experiment and gathered subjects socio-demographic and health characteristics. Answering the questionnaire took on average 35 min.

The following details the tasks involved in each experiment ¹¹.

I.3.2 Elicitation of preferences

Risk preference

Experiment : Joint treatment and health insurance decision We measure risk preference in the financial domain using a multiple price list elicitation procedure (Holt and Laury, 2002). The design is adapted from the work of Loomes and Pogrebna (2014) to favor consistency and avoid multiple switchers among our subjects, a concern when using multiple price lists (Lévy-Garboua et al., 2012)(see Appendix I.D.3 for the question details).

The subject is presented with a list of 10 decisions between paired gambles Left and Right, displayed in rows. For each decision, the subject chooses which gamble she prefers to play from each pair by picking the Left or the Right one. The payoffs of gamble remain constant across the 10 decisions, but the probabilities associated with each payoff change. The first row presents the subject with, on the Left, 100% chance of loosing 480 euros, and on the Right hand side 100% chance of loosing 720 euros. All subjects are expected to choose the Left gamble, if they don't, they will be excluded from the sample as they picked a strictly dominated option. For the second decision row, there is only a 1/10 chance of getting a smaller loss for either option, and the expected payoff of the Left option is larger - lower expected loss - than the expected payoff of the Right option. Hence, only a very risk-seeking individual would choose the Right hand side option in the second decision row. Moving down the rows, the probability of the lower loss increases, such that the expected payoff of the Right option is larger - lower expected loss - than the expected payoff of the Left option.

Risk preference categories (risk averse, risk neutral or risk seeker) are derived from the number of Left hand side option they choose before switching to the Right hand side one. If the number of Left hand side gamble is less than 5, individuals are considered risk seeker. If the number of safe choices is 5 or 6, individuals are considered risk neutral ¹². Those

11. When tasks are used in both experiment, first we present the task relative to the experiment "joint treatment and health insurance decision" and then the one for the "exogenous treatment and health insurance decision experiment". This is contrary to the theoretical logic and the one that will be used in the rest of the chapter but this respects the chronological order in which the experiments were developed. The chronological order participates to explain some choices and makes sense here.

12. The difference between the expected values of the lotteries at the choice number 6 is equal to zero but the Right lottery as a higher variance. So risk averse individuals will still pick the Left lottery while risk seekers will pick the Right side. Risk neutral individuals are indifferent between these two lotteries so they may have switch at this point or at the next choice. This categorization includes in the neutral category those who switch

remaining and who choose more than 6 safe choices are considered risk averse. This risk preference measure provides an intensity of risk preference but it is complex and it takes quite some time for subjects to read it (they spent on average 2 min. 18 s. on it). Even though the question was explained intensively, some subjects were multiple switchers and some even made dominated choices.

Experiment : Exogenous treatment and health insurance decision The risk preference measure used in experiment 1 has the advantage of allowing an intensity of risk preference but since it is not used in our analysis, we adopted a simpler risk preference measure. Subjects had to choose between two lotteries with the same expected gains. The lottery "Option A" displays a 50% chance of winning 200€ or a 50% chance of winning 100€. The lottery "Option B" displays a 50% chance of winning 300€ and 50% chance of having no gain (0€) (detailed design in Appendix [I.C.2](#)). Subjects had to indicate which lottery they prefer, they could also be indifferent. Subjects choosing option A were categorized as risk averse, those choosing option B as risk seeker and those choosing indifference as risk neutral.

Health preference relative to money

Experiment : Joint treatment and health insurance decision The preference for health relative to money is captured by the individual willingness to pay to improve their health status : the higher her health preference relative to money, the more prone she is to pay for a better health status. The preference for health relative to money depends on both initial health status and wealth. Our goal is to have a measure of health preference comparable across individuals. Therefore, we set for all subjects the same level of available income at 1000€ and a deteriorated initial health status (55531 corresponding to "I am unable to walk about/I am unable to wash or dress myself/I am unable to do my usual activities/I have moderate pain or discomfort/I am not anxious or depressed"). Subjects first had to state whether they would be willing to pay in order to reach the best health status, that is to say to no longer have this health situation (the 5-digit health status would be 11111). If they were not willing to pay, we assumed their willingness to pay to be zero. Then, the subjects had to specify their willingness to pay by moving a slider from 0 to 1000€ (the detailed question is available in [I.D.1](#)). The start position of the slider was random.

between choices five and seven, *i.e.* they switch when the difference between the expected payoff of the Right option is larger than the one of the Left option.

Experiment : Exogenous treatment and health insurance decision In this experiment, health preference relative to money is also measured through a willingness to pay to have a perfect health state (11111). The only difference with the previous design, is that the health improvement is linked to a treatment (detailed question in Appendix [I.C.1](#)).

In this experiment, it is less about having a measure of health preference relative to money and more about knowing how the individual ranks the health states used throughout the experiment. So the same question is asked for the five different health states used in the experiment : *30min-2531*, *1h30-2331*, *30min-2331*, *2h30-2331* and *2h30-2231*.

Preference towards correlation

Correlation aversion captures whether individuals prefer consuming while in good health or while in poor health. In the design adopted, inspired by Gyrd-Hansen (2016), subjects have to choose how much money they want to allocate between a good and a bad health state.

The same design is adopted for the two experiments with some variations. The health states used are different (*52531* and *21231* in the joint treatment and health insurance decision experiment and *30min-2531* and *1h30-2331* in the exogenous treatment and health insurance decision experiment). There is also a slight variation in the phrasing. In one version, the health event is a disease that requires treatment and in the other, the health event is an accident that requires surgery (see Appendix [I.D.2](#) and [I.C.4](#)).

At the beginning of the task, the subjects are explained that they face the following situation : they had a health event that damaged their health. They are entitled to a two-month sick leave. Subjects experience a deteriorated health state during the first month as they wait for treatment/surgery. After treatment/surgery, their health state improves during the second month. Their employer gives them 200€ worth of vouchers. They have to allocate how much of these vouchers they want to spend in the first or in the second month of their sick leave. The vouchers can be redeemed in many stores or in exchange for services, and they have to be spent by the end of the month they are allocated to. The use of vouchers avoid money transfers between the two months and saving in future periods. The subject allocates how much money she wants in each month by moving a slider. The slider is initially positioned in the middle but no amount is shown, subjects had to move the slider to see the allocated amounts.

The subject's choice can be described in three categories : either the subject chooses to allocate more money (more than 100€) to the first month when the health state is worse, to allocate the same amount of money between the two months (100€ each month) or to allocate more money (more than 100€) to the second month when the health state is better.

This allocation choice determines individual's preference towards correlation. If the individual is correlation averse, she will allocate more money to the month with a worse health state, *i.e.* the first one. On the contrary, if the individual is correlation seeker, she will prefer to have more money during the month with a better health state, *i.e.* the second one. If the subject allocates the vouchers equally between the two months, she is correlation neutral.

Prudence

Prudence measure is only relevant in the experiment with exogenous treatment as this preference is involved only in insurance demand following an initial health variation according to our theoretical framework. Following Eeckhoudt and Schlesinger (2006) definition, a prudent individual will prefer a lottery where a zero-mean risk is related to the best lottery outcome. Following this definition, we present an individual with a lottery choice. The design is inspired by the one used in Bleichrodt and van Bruggen (2018) (see Appendix I.C.3). Subjects have to choose between two lotteries. The zero-mean risk is a lottery with a 50 % chance of winning 50€ and a 50 % chance of losing 50€. The lottery "Option A" displays a 50 % chance of winning 200€ or a 50 % chance of winning 0€. In Option A, the lottery of the zero-mean risk is associated to the 0€ outcome. The lottery "Option B" also displays a 50 % chance of winning 200€ or a 50 % chance of winning 0€. This time, the zero-mean risk, *i.e.* the lottery that displays 50% chance of winning 50€ and 50 % chance of losing 50€ is associated to the 200€ outcome. If the subject prefers Option A, she is imprudent. If she prefers Option B, she is prudent. The subject can also be indifferent between the two lotteries and in this case she is considered neutral.

Cross-prudence in health

Like the measure of prudence, cross-prudence in health is relevant only in the experiment with exogenous treatment. An individual cross-prudent in health ($u_{112} > 0$) would rather undergo a financial risk when in good health. According to Eeckhoudt et al. (2007), this translates into a preference for a lottery where a zero-mean financial risk is related to a state where the individual is in good health over a lottery where the same zero-mean financial risk is related to a state where the individual is in bad health.

The measure of this preference is based on the design used for the preference towards correlation measure and we introduce a zero-mean financial risk (see Appendix I.C.6). At the beginning of the task, the subjects are explained that they face a health event that damages their health. Similarly to the preference towards correlation task, this leads to a two-month sick leave with a deteriorated health state in the first month and a health state that improves after

the treatment second dose in the second month. The health states during the first and second months are respectively *30min-2531* and *1h30-2331*. They receive vouchers during the sick leave period. The allocation of the voucher is introduced as being decided by their quirky boss : one month they receive 200€ with certainty and for the other month the amount received is determined through a lottery. The lottery is such that they have a 50 % chance of winning 100€ and a 50 % chance of winning 300€. They must choose which month they want to participate to the lottery and which one they want the certain amount.

The subjects decide in which health state they want to undergo a financial risk. This determines whether the individual is cross-prudent in health or not. If the individual is cross-prudent in health, she would rather have the financial risk in the best health state so she would choose the option of having the certain 200€ in the first month and to participate to the voucher lottery in the second month. If the individual is cross-imprudent in health, on the contrary she would rather have the financial risk in the worst health state, that is to say the first month. The subject can also be indifferent between the two options. In this case, she is cross-neutral in health.

Cross-prudence in wealth

Like the two previous measures, cross-prudence in wealth is relevant only in the experiment with exogenous treatment. An individual cross-prudent in wealth ($u_{122} > 0$) would rather undergo a health risk when she has more wealth. Hence, an individual cross-prudent in wealth will prefer the lottery where a zero-mean health risk is related to a state where the individual has more wealth over a lottery where the same zero-mean health risk is related to a state where the individual has less wealth (Eeckhoudt et al., 2007).

We also rely here on the design used for the preference towards correlation measure but here we introduce a zero-mean health risk (see Appendix I.C.5). Introducing a zero-mean health risk was challenging. In the literature, risk aversion in health is measured while introducing a health risk due to a treatment with secondary effects. Usually, the health states are described in life years and as such obtaining a zero-mean health risk is straightforward. In our case, the health states are described using Euroqol EQ-5D-5L. To be certain to introduce a zero-mean health risk for every subject, we decided to quantify the mobility dimension. This introduces a zero-mean health risk if we maintain constant all the other dimensions of the health states.

The task proceeds as follows. The subjects are explained that they face a health event that damaged their health, leading to a two-month sick leave. During the first month, their health state is *1h30-2331*. They receive a treatment at the beginning of the second month. Secondary

effects due to treatment are possible and they do not affect everyone the same way. There is a 50 % chance that their health state deteriorates even more (*30min-233I*) and there is a 50 % chance that their health state improves (*2h30-233I*). It is mandatory to be treated, otherwise they might die. During their sick leave, their employer gives them 200€ worth of vouchers. They have to choose how much of these vouchers they want to receive in the first month or in the second month. Similarly to the preference towards correlation task, the subjects allocate the voucher amount for each month by moving a slider.

In the first month the health state is certain, while in the second month the health state is uncertain due to a health risk. And this risk is a zero-mean as compared to the health state in the first month. The voucher allocation allows the subject to decide when she wants more money : when she undergoes the health risk or when her health state is certain. If the individual is cross-prudent in health, she would rather have the health risk while being more wealthy, so she will allocate more money (more than 100€) to the second month. If the individual allocates the same amount of money between the two months (100€ each month), the individual is cross-neutral in wealth. If there is more money allocated to the first month (more than 100€), the individual is cross-imprudent in wealth.

I.3.3 Health insurance decision

Experiment : Joint treatment and health insurance decision In this task, subjects had to make a hypothetical joint decision of treatment and health insurance. Subjects are facing a 15 % probability to have an accident that damages their health (the health status is *5253I*). If the accident occurs, subjects have several treatment options. The cost of the treatment increases with its efficiency in improving health. Subject could choose between three treatment options resulting in various treatment intensities (see Table I.2). Note that the difference between the health status are related to three dimensions : mobility, self-care and ability to perform usual activities. We did not introduce any changes along the pain or anxious/depressed dimensions as subjects have difficulty to apprehend them or may entirely focus on it as suggested by the pilot study. After choosing the treatment, health insurance contracts characterized by the amount of indemnity and the premium are displayed. The contracts are calibrated such that there is always no insurance, incomplete insurance (50 % of the treatment cost reimbursed), full insurance and more than full insurance (150 % of the treatment cost reimbursed). Besides, premia were actuarially fair¹³. Subjects choosing no treatment only

13. Due to a programming error, the premium offered for more than full coverage for treatment 1 was not fair. Instead of the intended 300€ indemnity level, 400€ was displayed for a premium of 45€. This may have biased decisions towards this coverage level. Robustness checks without the 23 individuals who chose treatment 1 and

TABLE I.2 – Cost and Health impact of treatments

Treatment	Cost	Health status after treatment
No treatment	0€	52531
Treatment 1	200€	31331
Treatment 2	400€	11131

had three insurance indemnity options : no insurance, a fixed indemnity of 100€ or a fixed indemnity of 200€.

A table showing the financial and health consequences of the chosen combination of treatment and health insurance contract in each state of nature (accident or no accident) was made available to the subject. This aimed at helping her to understand the implications of treatment and health insurance decisions. To increase further the salience of the relationship between the treatment and health insurance choices, subjects had to explore at least 2 different combinations before moving on to the next task. This task is detailed in Appendix I.D.5.

The experimental task induces specific features to the health insurance contract. First, the health insurance decision is made on the indemnity amount, which is not the usual feature of insurance contracts. But it exists and is known under the name of critical illness insurance. A subscription to one of these contracts guarantees a lump-sum payment. Second, the contracts allow for more than full coverage ($I > T$). This feature also exists in long-term care insurance contracts.

Joint treatment and health insurance variable Given our experiment, the treatment and insurance decisions are categorical variables. The treatment variable has three categories depending on the cost of the treatment : No Treatment, Treatment 1 and Treatment 2. The insurance variable has four categories reflecting coverage : no insurance, incomplete coverage, full coverage and more than full coverage. For individuals who chose no treatment, the insurance variable values can only be either no insurance or more than full coverage.

Our predictions involve a comparison between the cost of the chosen treatment and the indemnity linked to the health insurance contract chosen. We define an outcome variable as the difference between the health insurance indemnity (I in the model) and the treatment cost (T). We categorize our subjects into three groups : $I < T$, $I = T$ and $I > T$. The first group ($I < T$) includes subjects who chose a treatment (Treatment 1 or Treatment 2) and chose no insurance.

more than full coverage are conducted. Our results remain similar.

rance or incomplete coverage. The second group ($I=T$) includes subjects who chose no insurance and no treatment as well as subjects who chose treatment and full insurance. Finally, the third group ($I>T$) includes all the subjects who chose more than full coverage, regardless of the treatment option chosen.

We also define a variable indicating the chosen indemnity level, that is to say for no treatment either 0€, 100€ or 200€; for treatment 1 either 0€, 100€, 200€ or 400€¹⁴; for treatment 2 either 0€, 200€, 400€ or 600€.

In experiment 2 : Exogenous treatment and health insurance decision The subjects are making four insurance decisions in this experiment. We describe first the reference decision. The hypothetical setting introduced to subjects is the same as previously : subjects are facing a 15 % probability to have an accident which damages their health (the health status is *30min-2531*). If the accident occurs, subjects receive a medical treatment that improves their health (the health status is then *1h30-2331*) and costs 100€. Here the difference between the health status is along two dimensions : mobility and ability to perform usual activities. Subjects must make an insurance decision. They move a cursor to go through the possible contracts. Moving the cursor changes both the amount of indemnity and the premium displayed.

Similarly to the previous health insurance task, a table summarizing the financial and health consequences is displayed. The financial consequences change depending on the health insurance choice. This task is detailed in Appendix I.C.7.

Three other insurance indemnity decisions are taken with one feature changing each time. First the cost is increased from 100€ to 400€. Second, the initial income is increased from 1000€ to 1500€. Third, the two health states described in the task are improved. The health state following the health event improves from *30min-2531* to *1h30-2331*, the one following the medical treatment improves from *1h30-2331* to *2h30-2231*. The order of these tasks is randomized to avoid any anchoring.

The same categorical variable than previously, comparing the treatment level and the indemnity level, is going to be used. We also use the indemnity difference between the scenarios where a feature changes and the reference scenario¹⁵.

14. We choose here to keep the indemnity level subjects saw. When this variable is involved, robustness checks are done with 300€ instead of 400€.

15. An increase in the insurance indemnity following a change from the reference scenario is associated with a difference greater than zero. No change with a difference equals to zero. A decrease with a difference smaller than zero.

I.3.4 Other measures

Since the task used to measure preference towards correlation involves also a trade-off of money in time, we cannot exclude that time preferences are involved in this decision. To be able to control for time preferences in our analysis, we measure it using the method developed by Falk et al. (2016) (detailed in [I.D.4](#)). As mentioned before, the third part of our experiment is a socioeconomic and health survey including questions on age, gender, income, self-assessed health status, complementary health insurance coverage and healthcare used in the past 12 months.

In summary, two experiments are considered in the following : one related to an exogenous treatment and the other one to a joint treatment and insurance decision. Their respective features are detailed in Table [I.3](#).

TABLE I.3 – Summary of the experiments features

	Exogenous treatment and health insurance decision	Joint treatment and health insurance decision
Status	Pilot	Experiment
Number of subjects	26	270
Training part		
Probabilities	Yes	Yes
Health states description	Yes	Yes
Lottery tasks	EQ-5D-5L with duration	EQ-5D-5L
	Yes	No
Tasks part		
<i>Preferences measure</i>		
Risk preference	Yes	Yes
Prudence	1 lottery choice	Multiple price list
Health preference relative to wealth	Yes	No
Preference towards correlation	Yes	Yes
Cross-prudence in health	Yes	No
Cross-prudence in wealth	Yes	No
<i>Insurance decision</i>	Indemnity level decision Continuous 4 different tasks	Indemnity level decision Four different levels for each treatment
<i>Treatment decision</i>	No	Yes 3 levels
Socio-demographic and health survey	Yes	Yes

I.4 Testable predictions and empirical strategy

The theoretical setting allows us to derive several testable predictions. The experimental design produces data which are used to test several predictions. This section describes the predictions that are tested using the experimental data. Given the different treatment status and the two different experimental designs, the testable predictions are introduced first while considering treatment as exogenous and then while considering treatment as a joint decision with insurance.

I.4.1 Predictions related to the exogenous treatment and health insurance decision

In this case, we only consider interior solutions, that is to say the analysis is focused on risk averse individuals.

Predictions on the link between preference towards correlation and insurance decision

For risk averse individuals, preference towards correlation determines the insurance level according to Eq. I.2. Our first testable prediction is the following :

PA1 Correlation averse individuals buy more than full coverage, correlation neutrals buy full coverage and correlation seekers buy less than full coverage.

This prediction is tested using all the insurance decisions done by each subjects and comparing the average indemnity level for all insurance decisions.

Prediction on insurance indemnity variation following a cost variation

The prediction following an increase of the treatment cost is straightforward for risk averse individuals according to Eq. I.5. We have the following prediction to test :

PA2 An increase in treatment cost (L) increases indemnity demand if $u_{11}(w, h) < 0$, that is to say for every risk averse individuals.

The test of this prediction is done while comparing the average level of insurance indemnity for the reference health insurance decision to the cost of health insurance decision. We also examine more precisely how many individuals in the sample increased their insurance indemnity demand between the two tasks. We calculate the difference between the two indemnity levels. We expect this difference to be positive given the prediction. We examine which proportion of the subjects comply.

Prediction on insurance indemnity variation following an income variation

Our preferences' measures only provide us with the sign and not the intensity. As pointed out in the theoretical setting, even if the preference intensity is unknown for preference towards correlation, prudence and cross-prudence in health, one can conclude to the sign of the variation of insurance indemnity following a positive income variation. This is summarised in Table I.4, which gives the detailed predictions.

TABLE I.4 – Testable prediction on the variation of indemnity insurance demand following a positive variation of the initial income level

Preference towards correlation (u_{12})			Cross-prudence in health (u_{112})			
Corr. aversion < 0	Corr. neutral $= 0$	Corr. seeker > 0	> 0	$= 0$	< 0	
Prudence (u_{111})						
Prudent (> 0)	?	+	+	+	- - ?	
Neutral ($= 0$)	-	0	+	0	- 0 +	
Imprudent (< 0)	-	-	?	-	? + +	

Note : -/+0 indicates that following a positive variation of the initial income level, the indemnity insurance demand decreases/increases/does not vary. ? indicates that for this combination of preferences, one can not conclude to the indemnity insurance variation demand knowing only the sign of the preferences.

PA3 An increase in initial income level leads to

- **an increase in the indemnity demand for the following categories of individuals :** **correlation seeker/ cross-imprudent in health/ imprudent** { $u_{12} > 0; u_{112} < 0; u_{111} < 0$ }; **correlation seeker/ cross-imprudent in health/ prudence neutral**{ $u_{12} > 0; u_{112} < 0; u_{111} = 0$ }; **correlation seeker/ cross-neutral in health/ imprudent** { $u_{12} > 0; u_{112} = 0; u_{111} < 0$ }; **correlation neutral/ cross-neutral in health/ imprudent** { $u_{12} = 0; u_{112} = 0; u_{111} < 0$ }; **correlation averse/ cross-imprudent in health/ prudent neutral** { $u_{12} < 0; u_{112} < 0; u_{111} = 0$ }; **correlation averse/ cross-imprudent in health/ prudent** { $u_{12} < 0; u_{112} < 0; u_{111} > 0$ }; **correlation averse/ cross-neutral in health/ prudent** { $u_{12} < 0; u_{112} = 0; u_{111} > 0$ };
- **no change in the indemnity demand for the following categories of individuals :** **correlation seeker/ cross-neutral in health/ prudence neutral** { $u_{12} > 0; u_{112} = 0; u_{111} = 0$ }; **correlation neutral/ cross-neutral in health/ prudence neutral** { $u_{12} = 0; u_{112} = 0; u_{111} = 0$ }; **correlation averse/ cross-neutral in health/ prudence neutral** { $u_{12} < 0; u_{112} = 0; u_{111} = 0$ };

- a decrease in the indemnity demand for the following categories of individuals : **correlation seeker/ cross-prudent in health/ prudence neutral** $\{u_{12} > 0; u_{112} > 0; u_{111} = 0\}$; **correlation seeker/ cross-prudent in health/ prudent** $\{u_{12} > 0; u_{112} > 0; u_{111} > 0\}$; **correlation neutral/ cross-neutral in health/ prudent** $\{u_{12} > 0; u_{112} = 0; u_{111} > 0\}$; **correlation neutral/ cross-neutral in health/ imprudent** $\{u_{12} = 0; u_{112} = 0; u_{111} < 0\}$; **correlation averse/ cross-neutral in health/ imprudent** $\{u_{12} < 0; u_{112} = 0; u_{111} < 0\}$; **correlation averse/ cross-prudent in health/ imprudent** $\{u_{12} < 0; u_{112} > 0; u_{111} < 0\}$; **correlation averse/ cross-prudent in health/ prudence neutral** $\{u_{12} < 0; u_{112} > 0; u_{111} = 0\}$.

To empirically test this prediction, we create three groups of individuals based on their predicted behaviors following an increase in initial income. We exclude from the analysis those for which the prediction is inconclusive (? sign in Table I.4). We create a variable of the difference between the indemnity level in the reference insurance decision task and the indemnity one in the insurance decision task with an increase in the initial income. We study whether the difference matches the predicted behavior. The sign in Table I.4 matches the one we expect for the indemnities difference.

Prediction on insurance indemnity variation following a health variation

As pointed out in the theoretical setting, even if the preference intensity is unknown for preference towards correlation, cross-prudence in wealth and cross-prudence in health, one can conclude to the sign of the variation of insurance indemnity following a positive initial health level variation. This is summarised in Table I.5, which gives the detailed predictions.

TABLE I.5 – Testable prediction on the variation of indemnity insurance demand following a positive variation of the initial health level

			Preference towards correlation (u_{12})		
			Corr. aversion < 0	Corr. neutral $= 0$	Corr. seeker > 0
			Cross-prudence in health (u_{112})		
	> 0	$= 0$	< 0	$= 0$	> 0
Cross-prudence in wealth (u_{122})					
Cross-prudent (> 0)	?	-	-	0	-
Cross-neutral ($= 0$)	+	0	-	0	-
Cross-imprudent (< 0)	+	+	?	0	?
					+
					+

Note : -/+/0 indicates that following a positive variation of the initial health level, the indemnity insurance demand decreases/increases/does not vary. ? indicates that for this combination of preferences, one can not conclude to the indemnity insurance variation demand knowing only the sign of the preferences.

$u_{122} = 0$ when $u_{12} = 0$, which explains the zeros in the column of $u_{12} = 0$.

PA4 An increase in initial health level leads to

- **an increase in the indemnity demand for the following categories of individuals :** **correlation seeker /cross-imprudent in health /cross-imprudent in wealth** $\{u_{12} > 0; u_{112} < 0; u_{122} < 0\}$; **correlation seeker /cross-imprudent in health /cross-neutral in wealth** $\{u_{12} > 0; u_{112} < 0; u_{122} = 0\}$; **correlation seeker /cross-neutral in health /cross-imprudent in wealth** $\{u_{12} > 0; u_{112} = 0; u_{122} < 0\}$; **correlation averse /cross-prudent in health /cross-neutral in wealth** $\{u_{12} < 0; u_{112} > 0; u_{122} = 0\}$; **correlation averse /cross-prudent in health /cross-imprudent in wealth** $\{u_{12} < 0; u_{112} > 0; u_{122} < 0\}$; **correlation averse /cross-neutral in health /cross-imprudent in wealth** $\{u_{12} < 0; u_{112} = 0; u_{122} < 0\}$;
- **no change in the indemnity demand for the following categories of individuals :** **correlation seeker /cross-neutral in health /cross-neutral in wealth** $\{u_{12} > 0; u_{112} = 0; u_{122} = 0\}$; **correlation neutral** $u_{12} = 0$; **correlation averse /cross-neutral in health /cross-neutral in wealth** $\{u_{12} < 0; u_{112} = 0; u_{122} = 0\}$;
- **a decrease in the indemnity demand for the following categories of individuals :** **correlation seeker /cross-prudent in health /cross-neutral in wealth** $\{u_{12} > 0; u_{112} > 0; u_{122} = 0\}$; **correlation seeker /cross-prudent in health /cross-prudent in wealth** $\{u_{12} > 0; u_{112} > 0; u_{122} > 0\}$; **correlation seeker /cross-neutral in health /cross-prudent in wealth** $\{u_{12} > 0; u_{112} = 0; u_{122} > 0\}$; **correlation averse /cross-neutral in health /cross-prudent in wealth** $\{u_{12} < 0; u_{112} = 0; u_{122} > 0\}$; **correlation averse /cross-imprudent in health /cross-prudent in wealth** $\{u_{12} < 0; u_{112} < 0; u_{122} > 0\}$; **correlation averse /cross-imprudent in health /cross-neutral in wealth** $\{u_{12} < 0; u_{112} < 0; u_{122} = 0\}$.

To empirically test this prediction, we create three groups of individuals based on their predicted behaviors following an increase in initial health level. We exclude from the analysis those for which the prediction is inconclusive. We create a variable for the difference between the indemnity level in the reference insurance decision task and the indemnity one in the insurance decision task with an increase in the initial health level. We study whether the difference matches the predicted behavior. The sign in Table I.5 matches the one we expect for the indemnities difference.

I.4.2 Predictions related to the joint treatment and health insurance decision

Prediction on the link between preference and treatment decision

From Eq. I.11, we see that treatment intensity is related to the cost of the treatment (c), to treatment efficacy ($m'(n)$) and to health preference relative to money (the relative values

of u_1 and u_2). As in our experiment treatment cost and efficacy are fixed, subject's treatment decision is only going to be driven by health preference relative to wealth. This provides us with our first testable prediction :

PB1 Individuals with stronger preference for health relative to money choose a higher treatment intensity.

Predictions on the link between preferences and insurance decision

Eq. I.12 gives us detailed predictions for nine combinations of preference towards correlation and risk preference. These predictions depend on whether subjects choose T=0 or T>0. The model predicts that correlation averse individuals always buy more than full coverage, regardless of whether they choose a treatment. From a theoretical perspective, risk seeker and correlation neutral subjects could choose to buy more than full coverage. Risk seekers and correlation neutrals maximize the absolute value of $I - T$. In our experimental design, the difference between the treatment and insurance indemnity was larger when $I=0$ than when $I>T$. Therefore, risk seeker and correlation neutral subjects are expected to choose $I=0$ if they choose a treatment $T>0$. If they choose $T=0$, risk seekers/correlation neutrals would maximize the absolute value of $I - T$ by choosing the maximum insurance coverage ($I > T$). However, no subject were risk seeker and correlation neutral and chose no treatment in our experiment. As a result, the only subjects likely to buy more than full insurance are - regardless of the treatment selected - correlation averse. Thus our second testable prediction is :

PB2 The propensity to buy more than full insurance is higher among correlation averse individuals than among correlation neutral and correlation seeker individuals.

From the detailed theoretical predictions in Table I.1, it is also straightforward that when the treatment intensity is positive ($T > 0$), correlation seekers are more likely to buy partial insurance than correlation averse subjects.

PB3 Among individuals choosing to treat ($T > 0$), the propensity to buy partial insurance ($I < T$) is higher among correlation seekers than among correlation averse individuals.

Prediction on the link between treatment and health insurance decision

It relates to Eq. I.16. The sign of the relationship between the treatment and insurance decision depends on the sign of the relationship between preferences towards risk and towards correlation. If preferences towards risk and towards correlation are of opposite sign, the sign of the relationship is straightforward. For example, for a risk averse and correlation seeker individual, this means $u_{11}(w, h) < 0$ and $u_{12}(w, h) > 0$, so $\frac{-u_{11}(B)}{u_1(B)} > \frac{-u_{12}(B)}{u_2(B)}$ and the relationship between insurance and treatment is positive. However if these preferences have the same

sign, we need to be able to study their intensity.

Measuring the intensity of preference towards correlation is not straightforward (Crainich et al., 2020). Our measure of preference towards correlation is only a measure of direction, not of intensity. Therefore, we are only able to test predictions when it does not involve to take into account preference intensities.

When corner solutions prevail, *i.e.* when individuals are risk neutral or risk seeker, they either buy no insurance ($I = 0$) or the maximum available insurance ($I = \bar{I}$). In the first case, changes in T have no impact on the demand for insurance that remains null. In the second case, the insurance demand increases as the maximum available indemnity was proportional (150%) to the selected treatment. Taking into account interior and corner solutions, the Table I.6 summarizes the testable predictions.

TABLE I.6 – Testable predictions on the relationship between insurance and treatment decisions

	Risk aversion	Risk neutrality	Risk seeking
Correlation aversion	undefined	positive	positive
Correlation neutrality	positive	not related	constant
Correlation seeking	positive	constant	constant

So the overall prediction regarding the relationship between treatment and insurance indemnity is :

PB4 The relationship between treatment and insurance indemnity is :

PB4a positive for risk averse/correlation neutral, risk averse/correlation seeker, risk neutral/correlation averse and risk seeker/correlation averse subjects

PB4b constant for risk neutral/correlation seeker, risk seeker/correlation neutral and risk seeker/correlation seeker subjects

To test these predictions, we would need to have for the same subject several insurance and treatment decisions. One would need to know how an individual changes its treatment intensity for various insurance indemnities, and conversely how an individual changes its health insurance coverage choices for various levels of treatment intensities. Changes of treatment (or health insurance indemnities) would need to be exogenous. This differs from our experimental design in which subjects face a joint health insurance and treatment decision. Therefore, our data do not allow us to properly test predictions resulting from the relationship between insurance and treatment decisions. We explore the sign of the relationship between treatment and insurance choices given some combinations of preferences, although this relationship is endogenous. Hence, our test will only provide limited evidence for this prediction.

The test of this prediction is the same analysis run for the two groups defined in the prediction. We estimate ordered logit models explaining the treatment choice with the indemnity level, controlling for preference for health relative to money. The sign of the coefficient of indemnity level indicates whether the probability to choose a higher treatment is increased or decreased when the indemnity level increases.

I.5 Empirical results

I.5.1 Results for experiment "Exogenous treatment and health insurance decision"

Descriptive statistics

As our predictions only apply for interior solutions, that is to say for risk averse individuals, all the results and descriptive statistics are displayed only for the 23 risk averse individuals in our sample (Table I.7).

Preferences

The distribution of multivariate risk preferences for the 23 risk averse individuals of our sample is displayed in Table I.7. Individuals are mainly correlation averse or correlation seeker. Regarding the cross-prudence in wealth, they are mainly cross-prudent and then equally cross-neutral or cross-imprudent. Our subjects are mainly cross-prudent in health and imprudent.

Insurance decisions

We now discuss the descriptive statistics of the chosen indemnity level for the four health insurance decisions (reference, cost variation, income variation and health variation). For the insurance reference decision, we note two modes of the distribution of indemnity level : at zero and at 100€, the latter corresponding to full coverage (Figure I.A.1). This modal value at full coverage is also noticeable following an income variation and a cost variation (in this case full coverage is equal to an indemnity level of 400€). The modal value following a health variation is zero, so no insurance.

In terms of mean, the highest mean is for the chosen indemnity following an increase of the cost of the treatment with 312€ (Figure I.1). This mean is significantly higher than the mean for the indemnity reference decision. The other means are not significantly different than the

TABLE I.7 – Distribution of multivariate risk preferences

Preferences	N	%	Preferences	N	%
Risk preference					
Risk averse	23	88.5	Correlation averse	10	43.5
Risk neutral	2	7.7	Correlation neutral	2	8.7
Risk lover	1	3.9	Correlation seeker	11	47.8
Cross-prudence in wealth					
Cross-prudent	10	43.5	Cross-prudent	13	56.5
Cross-neutral	6	26.1	Cross-neutral	5	21.7
Cross-imprudent	7	30.4	Cross-imprudent	5	21.7
Prudence in wealth					
Prudent	9	39.1			
Neutral	3	13.0			
Imprudent	11	47.8			

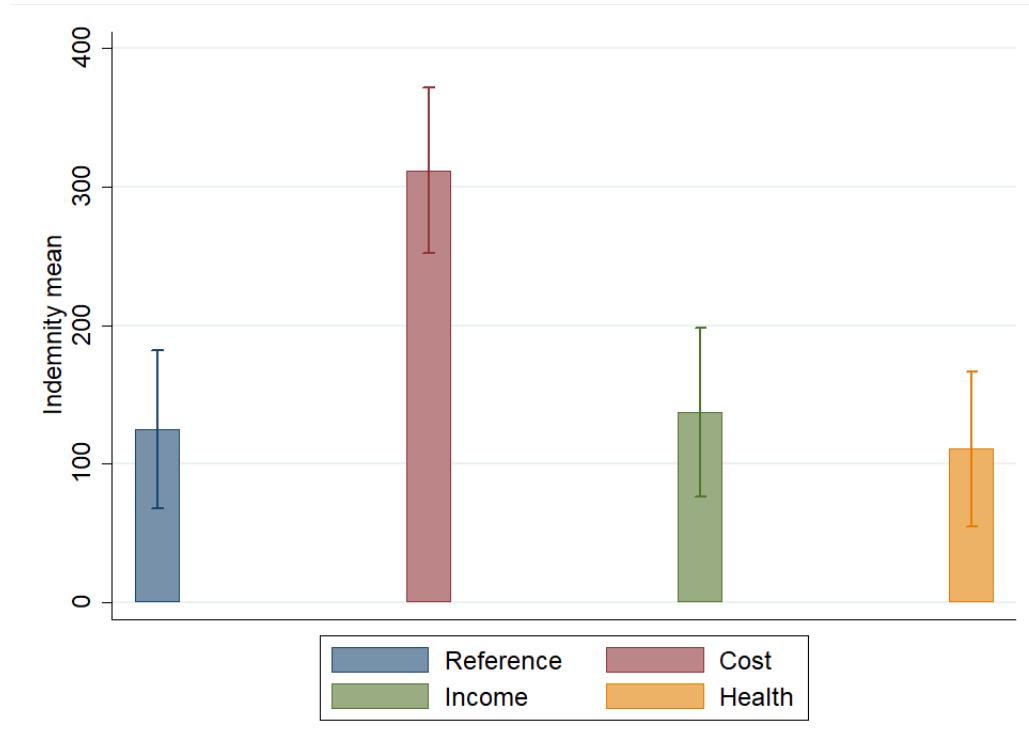
mean of reference indemnity level.

Each individual took four health insurance decisions. The insurance choices can be categorized whether the individual choose no insurance ($I = 0$), an incomplete coverage ($I < L$), a full coverage ($I = L$) or more than full coverage ($I > L$). Over these 92 decisions, a third of them are associated with incomplete coverage (Table I.8). These categorization is going to be used to test the prediction regarding preference towards correlation and coverage level.

TABLE I.8 – Coverage level and different scenarios

Coverage level	Insurance scenarios					Total
	Ref.	Cost	Income	Health		
No insurance ($I=0$)	6	0	5	6	17	
Incomplete coverage ($I < L$)	3	16	5	7	31	
Full coverage ($I=L$)	6	4	6	3	19	
Over-insurance ($I > L$)	8	3	7	7	25	

FIGURE I.1 – Insurance indemnity mean for different tasks



Empirical test of predictions

Prediction on insurance coverage and preference towards correlation (PA1)

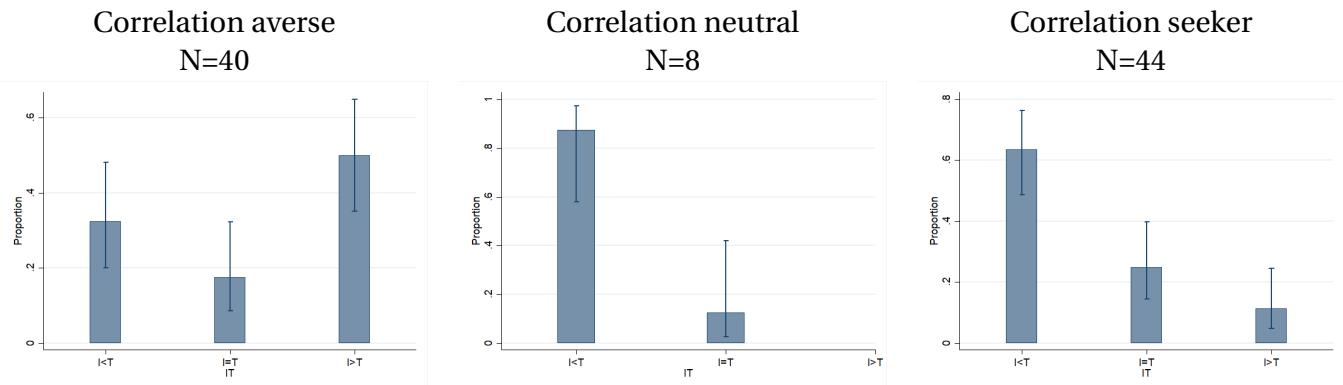
From all the insurance decisions, the prediction regarding correlation seeker individuals seems to be confirmed as there are significantly more correlation seeker individuals choosing incomplete coverage ($I < T$) (Table I.9). There is no support for the prediction regarding correlation neutral. One should take this result with caution as there are only two correlation neutral individuals in our sample. Among correlation averse individuals, most of them choose more than full coverage, but this proportion is not significantly different than the correlation averse individual who choose incomplete coverage. The evidence are mixed for this prediction.

Prediction following a positive cost variation (PA2)

Following an increase in the treatment cost, we expect an increase in the insurance indemnity level for all individuals¹⁶. Overall, this prediction is verified as the indemnity mean is higher in the cost variation scenario than in the reference scenario (Figure I.1). We also

16. As we restrict the analysis to interior solutions, that is to say to risk averse individuals.

TABLE I.9 – Insurance coverage proportions and preference towards correlation

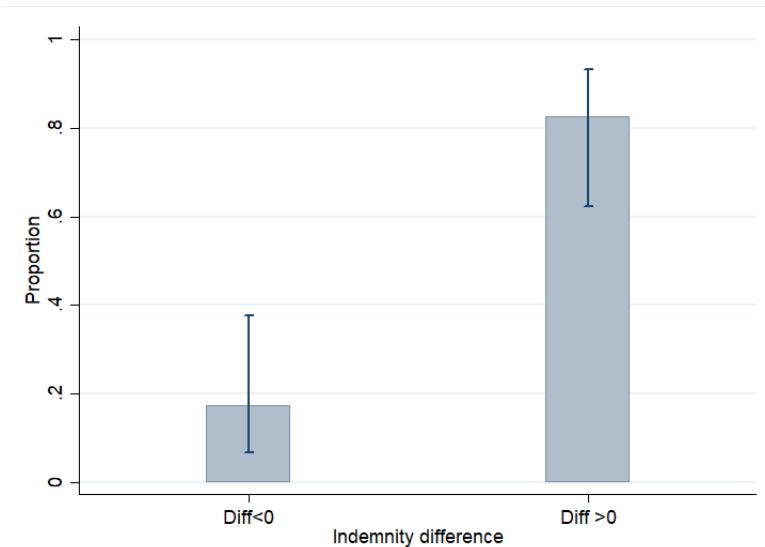


Note : Bootstrapped standard errors, replication : 10,000.

N is the number of insurance decisions (four decisions per individual).

check which proportion of individuals comply with the prediction. We categorize individuals using the difference between the indemnity chosen in the cost task and the one chosen in the reference task. Following our prediction, this difference is expected to be positive for all individuals. Figure I.2 shows that this prediction is confirmed : the proportion of individuals who increased their insurance demand following a treatment cost variation is significantly higher than those who decreased it.

FIGURE I.2 – Proportions of individuals given their indemnity difference between the cost and reference tasks



Note : Bootstrapped standard errors, replication : 10,000.

Prediction following a positive initial income variation (PA3)

We compare the effective sign of the difference between the income scenario and the reference scenario to the predicted one of Table I.4. We have conclusive predictions for 14 individuals (see Table I.A.1). The prediction is verified for 6 individuals, that is to say for 43 % of those for which we have a prediction (Table I.10).

TABLE I.10 – Observations of predicted indemnity difference (PA3) *versus* observed indemnity difference

Prediction	Category of observed indemnity difference			Total
	Diff <0	Diff =0	Diff >0	
Diff <0	4	3	2	9
Diff =0	0	0	0	0
Diff >0	2	1	2	5

Prediction following a positive initial health level variation (PA4)

The methodology is the same than in previous section : we compare the effective sign of the difference between the health scenario and the reference scenario to the predicted one of Table I.5. We have conclusive predictions for 15 individuals (see Table I.A.2). The prediction is verified for 7 individuals, that is to say for 47 % of those for which we have a prediction (Table I.11).

TABLE I.11 – Observations of predicted indemnity difference (PA4) *versus* observed indemnity difference

Prediction	Category of observed indemnity difference			Total
	Diff <0	Diff =0	Diff >0	
Diff <0	2	2	1	5
Diff =0	1	3	1	5
Diff >0	2	1	2	5

Lessons from the pilot

From this pilot we draw conclusions to improve the experimental design. Students found it difficult to be consistent because the questions were asked randomly, especially for the measures of preference for health relative to money for each health states. As this measure is

not central in this study, we decided to allow for more consistency by putting all the questions on the same screen.

We also realized that the phrasing for the cross-prudence measure was not correct when introducing the second health state. It should have been the same phrasing than in the correlation aversion question. We corrected this mistake.

Students also admitted that once they figured that the insurance decisions were basically the same except for small changes, they were not reading carefully anymore. This lack of concentration due to repetition could make them miss what changed in the health insurance question. To deal with this concern, we now include the insurance question in the training part and state explicitly which parts of the questions may change and that is to say on what part they should be focusing (treatment cost, initial income level, health status). The insurance training question involves an initial income level, health statuses and a treatment cost level that are not used later in the health insurance question.

We also changed the phrasing of the health insurance question. We realized that the way the situation was described, the initial health status was implicitly a perfect health status. So when we improved the two health statuses we did not improve the initial health status *per se*. This lacked precision given the prediction we wanted to test. It was rephrased so that the first health status described was explicitly the initial health status and not the health status following the accident. Given this, our confidence in the test for the prediction following a positive initial health level is limited. This work is still in progress.

I.5.2 Results for experiment "Joint treatment and health insurance decision"

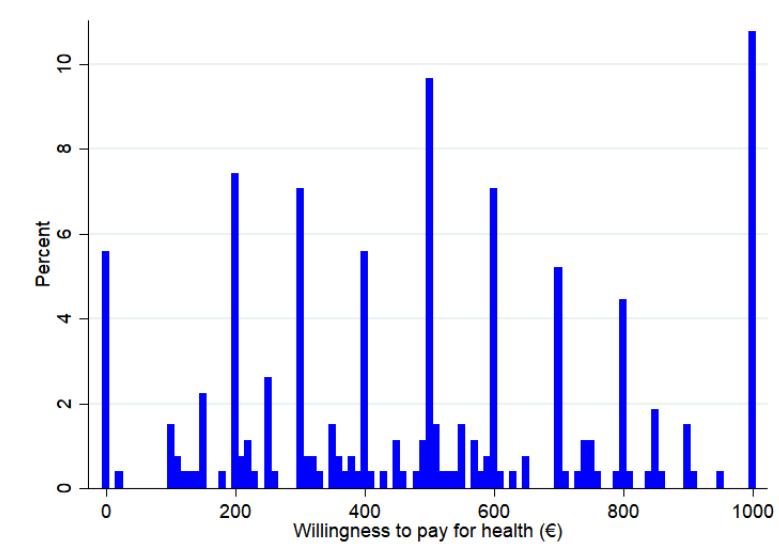
Descriptive statistics

Preferences

We detail here individuals' preferences. 5.2 % of our participants were not ready to pay to improve their health. In the following, we consider that their willingness to pay for health is zero. The distribution is pictured in Figure I.3. The distribution shows that a considerable amount of subjects are willing to pay 500€ and 1000€. This may signal a bias towards the middle and towards the extreme. The mean is 501€ and the standard deviation is 286€.

The distribution of risk preference and of preference towards correlation are displayed in Table I.12. Our data show that individuals are mainly risk neutral (66.7 %) and correlation seeker (67 %).

FIGURE I.3 – Distribution of the preference for health relative to money



Preference toward correlation is distributed quite equally across the three categories, even if individuals tend to be more correlation seeker. This is in line with the empirical work of Finkelstein et al. (2009) but contrary to the works using hypothetical choices of Gyrd-Hansen (2016) and Attema et al. (2019) who concluded that subjects were mostly correlation averse.

TABLE I.12 – Distributions of risk preference and preference toward correlation

Preference towards correlation	Risk preference			Total	%
	Risk seeker	Risk neutral	Risk averse		
Correlation averse	15	59	16	90	33.3
Correlation neutral	15	51	14	80	29.6
Correlation seeker	18	70	12	100	37.0
Total	48	180	42	270	
%	17.8	66.7	15.6		100

We compare these results to the distribution obtained in the pilot of the other experiment. Risk preference is more equally distributed across the three categories. This difference likely comes from the change of risk preference measure between the two experiments. Regarding preference towards correlation, there are in this case more correlation neutral individuals. If we disregard the correlation neutral category, we have, similarly to the previous situation, more correlation seeker than correlation averse individuals.

If we cross-tabulate these two preferences, we find that our subjects exhibit mainly a combination of correlation aversion and risk aversion, as well as combinations of correlation seeking with risk neutrality or risk aversion.

Treatment and health insurance decisions

Table I.13 shows the distribution of treatment and health insurance choices. Overall, subjects chose to buy a treatment (either Treatment 1 or Treatment 2) and almost 40 % decided to buy full insurance. Table I.14 presents our outcome variable that is the difference between the health insurance indemnity (I in the model) and the treatment cost (T). Almost 42 % of our sample chose an indemnity level equal to the treatment cost.

TABLE I.13 – Treatment and health insurance decisions

Insurance	Treatment				
	No Treatment (0€)	Treatment 1 (200€)	Treatment 2 (400€)	Total	%
No insurance	6	9	16	31	11.5
Incomplete coverage	0	47	19	66	24.4
Full coverage	0	53	54	107	39.6
More than full coverage	19	23	24	66	24.4
Total	25	132	113	270	
%	9.3	48.9	41.9		

TABLE I.14 – Difference between health insurance indemnity and treatment costs

	N	%
$I < T$	91	33.7
$I = T$	113	41.9
$I > T$	66	24.4

Support for the validity of our experimental design

Our experimental measures of treatment and insurance decisions, preference towards correlation and preferences for health relative to wealth are not incentive compatible. The hypothetical context in which subjects make decisions set the same health and income levels for all subjects. Consequently, variation across individuals in terms of health and income levels should not explain variation in preferences or treatment and insurance choices. To provide evidence that decisions are not dictated by subject's own health or socioeconomic status, we explore the correlation between choices made in the experiment and individual's characteristics. Results are available in the Appendix (Table I.B.1). Overall, individual characteristics have no or little impact on preferences. This suggests that despite the lack of incentive com-

patible tasks, subjects seem to have taken into account the health and income characteristics provided by the design instead of their own. This supports our experimental design.

Empirical test of predictions

Prediction PB1 : The relationship between preferences and treatment

Prediction PB1 yields that health preference relative to money is positively correlated to treatment intensity. We regress the treatment choice on the logarithm of health preference relative to money¹⁷ using an ordered logit model. We compute the marginal effect for each treatment level in Table I.15. Panel A presents the results without controlling for preference toward correlation, risk preference and sociodemographic and health characteristics. Panel B shows the estimation results controlling for the covariates. Results are consistent between the two sets of estimations.

The willingness to pay for health measures the health preference relative to money. An increase of 10 % in the willingness to pay for health increases by 0.4 percentage points the probability to choose the most expensive treatment (Treatment 2), decreases by 0.3 percentage points the probability to choose the less expensive treatment (Treatment 1) and by 0.2 percentage points the probability not to choose a treatment. Our results are in line with the first prediction.

TABLE I.15 – Estimated effect of health preference relative to money on treatment intensity

Prediction 1	Panel A			Panel B		
	No Treat.	Treat. 1	Treat. 2	No Treat.	Treat. 1	Treat. 2
Health preference relative to money	-.015** (.0070)	-.028** (.0125)	.043** (.0187)	-.013* (.0070)	-.024* (.0125)	.036* (.0190)
Covariates		No			Yes	
N		270			270	

Note : Marginal effects computed after ordered logit models. Standard errors in parentheses.

Covariates are the preference towards correlation, risk preference, time preference, gender, income, health status and complementary health insurance coverage.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

17. The interpretation can be done in terms of variation of a percentage of willingness to pay for health.

Prediction B2 and B3 : The relationship between preference for correlation and the joint treatment and health insurance decision

Prediction B2 yields that correlation averses are more likely to choose overinsurance ($I > T$) than those in the two other groups, and prediction B3 states that correlation seekers are more likely to choose partial insurance ($I < T$) than correlation averses among those choosing to treat.

We estimate a multinomial logit models explaining our outcome variable (the difference between health insurance indemnity and treatment cost) with our variables of interest : preference towards correlation, risk preference and health preference relative to money. We then compute the marginal effects of correlation aversion of choosing each level of coverage. Prediction B2 is confirmed if the sign of the marginal effect of correlation aversion on the probability of choosing more than full coverage ($I > T$) is positive and significant. The same analysis is conducted on the subsample of subjects who chose a treatment ($N=246$) to test prediction B3. This prediction is confirmed if the sign of the marginal effect of correlation aversion on the probability of incomplete insurance ($I < T$) is negative and significant.

As shown in Table [I.16](#), correlation averses are 12 % more likely to choose more than full coverage option as compared to correlation seekers. This result does not extend to the comparison of correlation averse subjects to correlation neutral ones but is robust to the introduction of covariates (Panel B of Table [I.16](#)). Nevertheless, this result supports the second prediction (PB2). For prediction B3, no marginal effects are statistically significant so we cannot confirm this prediction.

Given the detailed level of prediction for each category of risk preference and preference towards correlation, we can also compare directly the theoretical prediction to the joint treatment and health insurance decision. The small samples for each category of preferences do not allow to draw significant conclusion (Tables [I.B.2](#), [I.B.3](#), [I.B.4](#)).

We also looked at the overall percentage of correct predictions of our theoretical model. There is a match between predictions and choices for 37 % of our sample (Table [I.17](#)). The percentages of individuals who made the expected choice among those who should have made this choice vary across the type of expected decision from 30 % for more than full insurance to 42 % for full insurance.

Prediction B4 : The relationship between insurance indemnity and treatment intensity

This prediction is different for two subgroups. For every part of the prediction, the analysis implemented is the same. It differs in the expected results at the end. For risk averse/correlation neutral, risk averse/correlation seeker, risk neutral/correlation averse and risk seeker/cor-

TABLE I.16 – Estimated effects of preference for correlation on the joint treatment and health insurance choice

	Panel A			Panel B		
	I<T	I=T	I>T	I<T	I=T	I>T
Prediction B2						
Preference for correlation (ref : corr. seeker)						
Corr. averse	-0.038 (0.069)	-0.082 (0.071)	0.120** (0.062)	-0.046 (0.0681)	-0.070 (0.0718)	0.117* (0.0617)
Corr. Neutral	-0.035 (0.071)	-0.048 (0.074)	0.083 (0.062)	-0.024 (0.0715)	-0.064 (0.0738)	0.088 (0.0631)
Covariates		No			Yes	
N		270			270	
Prediction B3						
Preference for correlation (ref : corr. seeker)						
Corr. averse	-0.038 (0.0739)	-0.054 (0.0756)	0.092 (0.0597)	-0.037 (0.0736)	-0.035 (0.0755)	0.071 (0.0592)
Corr. Neutral	-0.040 (0.0760)	-0.023 (0.0781)	0.063 (0.0598)	-0.018 (0.0767)	-0.041 (0.0773)	0.059 (0.0614)
Covariates		No			Yes	
N		245			245	

Note : Marginal effects computed after multinomial logit. Standard errors in parentheses.

Covariates are preference for health relative to money, risk preference, gender, income, health status, complementary health insurance coverage and time preference.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

relation averse individuals, prediction PB4a is confirmed if the coefficient of the indemnity level is positive and significant. Prediction PB4b for risk seeker/correlation neutral, risk neutral/correlation seeker and risk seeker/correlation seeker is confirmed if the coefficient of the indemnity level is equal to zero, so not significant.

Table I.18 displays the coefficients of the ordered logit models for each subgroups defined in prediction B4. The first two columns are the test results of the prediction for risk averse/correlation neutral, risk averse/correlation seeker, risk neutral/correlation averse and risk seeker/correlation averse individuals. The coefficient of the insurance indemnity level is positive and significant and robust to the introduction of covariates. It supports the first part of prediction B4 (PB4a). The two following columns are the test results of the prediction for risk seeker/correlation neutral, risk neutral/correlation seeker and risk seeker/correlation seeker individuals. The coefficient of interest is positive and significant, this does not confirm

TABLE I.17 – Comparison joint treatment and health insurance predictions and choices

	Choice			Total
	I<T	I=T	I>T	
Prediction				
I<T	44 41.5%	49 46.2%	13 12.3%	106
I=T	2 8.7%	12 52.2%	9 39.1%	23
I>T	29 32.2%	34 37.8%	27 30%	90
Total	75 34%	95 43%	49 22%	219

Note : individuals with prediction "indifference" are excluded from this table, that is to say 51 risk neutral/correlation neutral individuals

the second part of prediction 4 (PB4b).

The mixed support may be attributed to the endogeneity of the health insurance and treatment decisions. For instance, a better design to assess the validity of this prediction would have randomly assigned various treatment levels to observe indemnity level choices.

TABLE I.18 – Prediction B4 : Sign of the relationship between treatment and insurance indemnity

	Prediction B4a : positive		Prediction B4b : null	
	Treatment	Treatment	Treatment	Treatment
Insurance indemnity	.007*** (0.0013)	.007*** (.0014)	.008*** (0.0020)	.009*** (0.0020)
log WTP for health	0.303** (0.1284)	.281** (0.1379)	0.124 (0.1784)	0.209 (0.1952)
Covariates	No	Yes	No	Yes
N	121	121	73	73

Note : Coefficients of ordered logit models.

Standard errors in parentheses. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Covariates are gender, income, health status, complementary health insurance coverage and time preferences.

Robustness checks

All of our results are robust to dropping observations of subjects who took the more than full coverage option for treatment 1, who are in the bottom 1% or 10% of the distribution of time spent to do the experiment as they are suspected of having put relatively less effort during the experiment. For the same reason, we also excluded subjects whose responses were consistent with risk neutrality, correlation neutrality and whose willingness to pay for health was 500 (middle point between 0 and 1000€). Our results are qualitatively the same. Tables are available upon request.

I.6 Discussion

In this chapter, we explore new determinants of health insurance to better capture the heterogeneity in voluntary health insurance coverage. Those determinants are linked to considering utility as bi-dimensional and the health effects of insurance. Our theoretical model highlights the roles of several multivariate risk preferences in the health domain, but also of risk preference in the financial domain and the relative preference for money and health in health insurance decisions. The theoretical model also highlights that depending on those preferences, the relationship between insurance indemnity level and treatment intensity is not straightforward. We are able to make several predictions that we test using a lab experiment. We elicit the multivariate risk preferences in the health domain, health insurance decisions and a joint insurance and treatment decision.

The empirical results related to the experiment "Exogenous treatment and health insurance decision" are only suggestive as we only have pilot data at the moment. Moreover, there is still some work needed on the design of the experiment.

Regarding the experiment "Joint treatment and health insurance decision", our empirical results seem to confirm partially the predictions of the theoretical model. They suggest a positive link between treatment intensity and health preference. They also suggest a positive relationship between correlation aversion and choosing more than full health insurance coverage (prediction B2) but this result disappears when testing the prediction B3. This indicates that the results of prediction B2 are driven by those who choose insurance coverage while choosing no treatment. Our results suggest that correlation attitudes dominate risk attitudes in health insurance decisions.

We aimed at allowing a joint decision between treatment and health insurance decision. We designed a task where treatment in case of accident and health insurance contract are decided simultaneously. Given that the indemnity varies according to the chosen treatment,

treatment choice had to be done before the insurance decision even if back and forth could be done between treatment and insurance decisions, allowing a joint decision. But the fact that possible indemnity level depends on the treatment cost makes it challenging to study the relationship between insurance indemnity level and treatment choice. Our results partially confirmed the fourth prediction.

One should emphasize that even though the choices are hypothetical, as we cannot incentivize them, the choices appear to be consistent to a certain extent with theory. As we can expect noise in the data due to the hypothetical nature of the choices, the fact that we have results consistent with theory comforts us into the idea that our design is valid to a certain extent.

Our result regarding correlation aversion may have implications regarding welfare estimations of health insurance coverage. Improving our understanding of the demand for health insurance is essential to assess the potential welfare losses and gains of health insurance policies. As hypothetical choice experiments for health insurance have been proved to be related to actual behavior (Kesternich et al., 2013), our results give valuable insights for policies. This is all the more important to evaluate recent policies requiring to enroll in a health insurance plan such as the Affordable Care Act in the United States and the extension of mandatory complementary health insurance to all employees (in addition to the mandatory public health insurance system) in France.

Taking into account correlation aversion could explain why in some cases people choose more coverage than expected considering health insurance market imperfections (loading factors, antiselection, moral hazard, etc.).

Our experiment allows for a particular type of health insurance contract that is a coverage greater than full insurance. The insurance decision is also made depending on the indemnity amount, which is not the usual feature of insurance contracts. But this type of contract does exist and is called critical illness insurance in Canada. A subscription to one of these contracts guarantees a lump-sum payment. The amount of the lump-sum is not linked to the treatment cost and as such can be higher than the cost of the treatment, hence more than full coverage is possible. Longo and Grignon (2012) underlined the importance of correlation attitudes (state-dependent utility in the paper) in the decision to purchase this type of insurance. It also relates to cancer insurance in the United States. Kunreuther et al. (2013) qualify buying such insurance as an anomaly in regard to the expected utility model of insurance. Here we are still in an expected utility framework but buying such insurance is no more an anomaly, it is the expression of correlation aversion.

The type of contracts described in our experiment also exists in long term care insurance.

For those contracts, the indemnity is linked to the individual's health state and not to the treatment cost. Hence, more than full coverage is possible. This suggests that we may need to consider correlation preferences as a new determinant of long term care insurance demand. If so, it may be a possible explanation for the low take-up. If individuals are correlation seeker, their marginal utility of consumption is higher when they are in good health. As a result, they will not allocate income to purchase long-term care insurance when they are still in good health.

Bibliography

- Aron-Dine, A., Einav, L., and Finkelstein, A. (2013). The RAND Health Insurance Experiment, Three Decades Later. *Journal of Economic Perspectives*, 27(1) :197–222. [20](#)
- Arrow, K. J. (1963). Uncertainty and the welfare economics of medical care. *American economic review*, 53(5) :941–973. [20](#)
- Attema, A. E., L'Haridon, O., and van de Kuilen, G. (2019). Measuring multivariate risk preferences in the health domain. *Journal of Health Economics*, 64 :15–24. [21](#), [31](#), [54](#)
- Bleichrodt, H. and van Bruggen, P. (2018). Reflection for higher order risk preferences. *Tinbergen Institute Discussion Paper 2018-079/I, Available at SSRN* : <https://ssrn.com/abstract=3274181>. [36](#)
- Chen, D. L., Schonger, M., and Wickens, C. (2016). oTree-An open-source platform for laboratory, online, and field experiments. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*. [31](#)
- Crainich, D., Eeckhoudt, L., and Courtois, O. L. (2020). Intensity of preferences for bivariate risk apportionment. *Journal of Mathematical Economics*, 88 :153 – 160. [31](#), [47](#)
- de Meza, D. (1983). Health insurance and the demand for medical care. *Journal of Health Economics*, 2(1) :47–54. [20](#)
- Eeckhoudt, L., Rey, B., and Schlesinger, H. (2007). A Good Sign for Multivariate Risk Taking. *Management Science*, 53(1) :117–124. [20](#), [36](#), [37](#)
- Eeckhoudt, L. and Schlesinger, H. (2006). Putting Risk in Its Proper Place. *The American Economic Review*, 96(1) :280–289. [36](#)
- EuroQol Group (1990). EuroQol-a new facility for the measurement of health-related quality of life. *Health policy*, 16(3) :199–208. [32](#)
- Falk, A., Becker, A., Dohmen, T. J., Huffman, D., and Sunde, U. (2016). The preference survey module : A validated instrument for measuring risk, time, and social preferences. *Netspar discussion paper, Available at SSRN* : <https://ssrn.com/abstract=2725874>. [41](#), [87](#)
- Finkelstein, A., Hendren, N., and Luttmer, E. F. P. (2019). The value of medicaid : Interpreting results from the oregon health insurance experiment. *Journal of Political Economy*, 127(6) :2836–2874. [21](#)

Finkelstein, A., Luttmer, E. F. P., and Notowidigdo, M. J. (2009). Approaches to Estimating the Health State Dependence of the Utility Function. *American Economic Review*, 99(2) :116–121. [54](#)

Finkelstein, A., Taubman, S., Wright, B., Bernstein, M., Gruber, J., Newhouse, J. P., Allen, H., Baicker, K., and Group, O. H. S. (2012). The Oregon Health Insurance Experiment : Evidence from the First Year. *The Quarterly Journal of Economics*, 127(3) :1057–1106. [20](#)

Friedman, M. and Savage, L. J. (1948). The utility analysis of choices involving risk. *Journal of political Economy*, 56(4) :279–304. [20](#)

Gyrd-Hansen, D. (2016). A Stated Preference Approach to Assess whether Health Status Impacts on Marginal Utility of Consumption. *Health Economics*, 26(10) :1224–1233. [21](#), [31](#), [35](#), [54](#)

Herdman, M., Gudex, C., Lloyd, A., Janssen, M. F., Kind, P., Parkin, D., Bonsel, G., and Badia, X. (2011). Development and preliminary testing of the new five-level version of EQ-5D (EQ-5D-5L). *Quality of life research*, 20(10) :1727–1736. [32](#)

Holt, C. A. and Laury, S. K. (2002). Risk Aversion and Incentive Effects. *The American Economic Review*, 92(5) :1644–1655. [33](#)

Kairies-Schwarz, N., Kokot, J., Vomhof, M., and Weßling, J. (2017). Health insurance choice and risk preferences under cumulative prospect theory – an experiment. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 137 :374–397. [21](#)

Kesternich, I., Heiss, F., McFadden, D., and Winter, J. (2013). Suit the action to the word, the word to the action : Hypothetical choices and real decisions in medicare part d. *Journal of Health Economics*, 32(6) :1313–1324. [61](#)

Kunreuther, H. C., Pauly, M. V., and McMorrow, S. (2013). *Insurance and behavioral economics : Improving decisions in the most misunderstood industry*. Cambridge University Press. [61](#)

Lévy-Garboua, L., Maafi, H., Masclet, D., and Terracol, A. (2012). Risk aversion and framing effects. *Experimental Economics*, 15(1) :128–144. [33](#)

Longo, C. J. and Grignon, M. (2012). The value of fixed reimbursement insurance against cancer related losses : simulations to investigate state dependent utility. *Global Business and Economics Review*, 14(4) :322–337. [61](#)

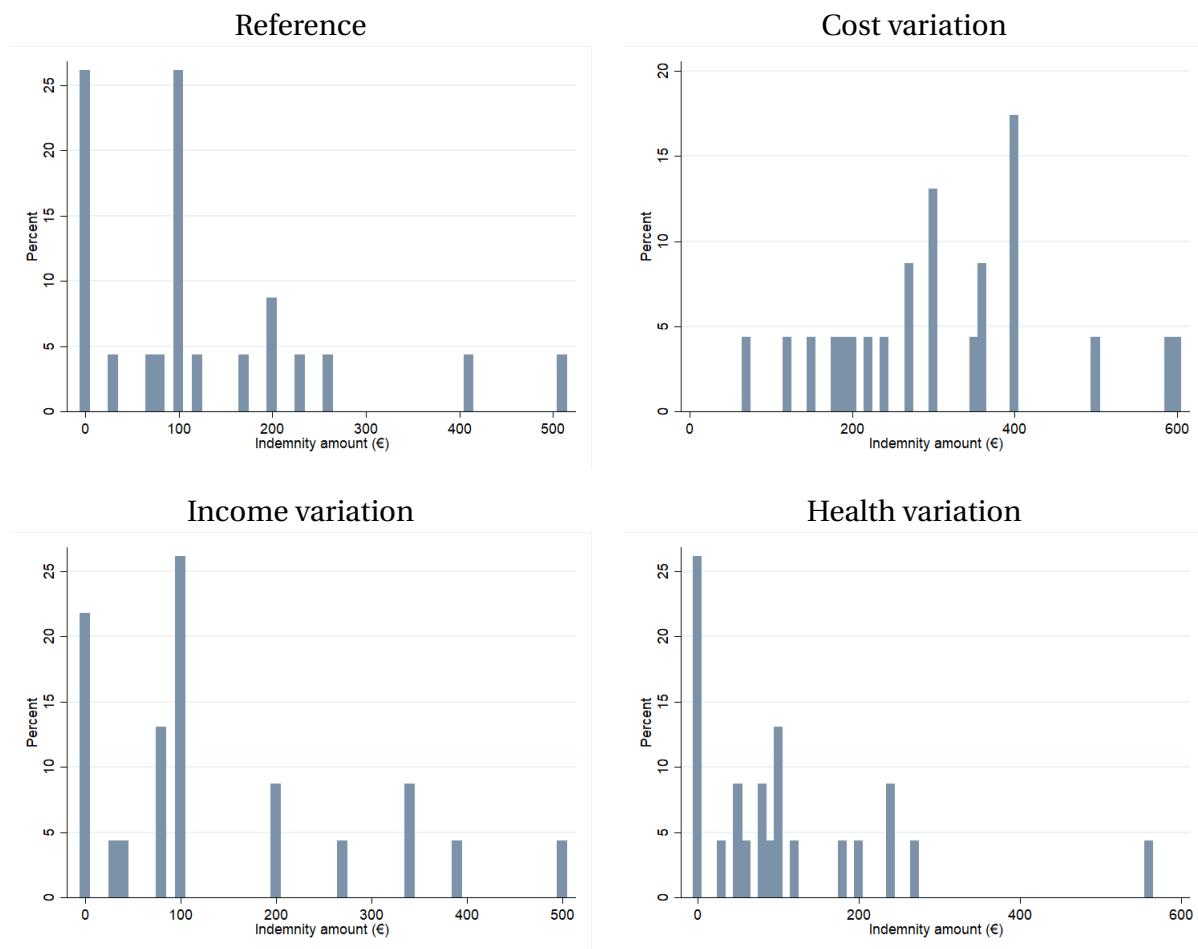
- Loomes, G. and Pogrebna, G. (2014). Measuring Individual Risk Attitudes when Preferences are Imprecise. *The Economic Journal*, 124(576) :569–593. [33](#)
- Michalopoulos, C., Wittenburg, D., Israel, D., Schore, J., Warren, A., Zutshi, A., Freedman, S. R., and Schwartz, L. (2011). The Accelerated Benefits Demonstration and Evaluation Project : Impacts on Health and Employment at Twelve Months Volume 1. Available at SSRN : <https://ssrn.com/abstract=2031259>. [20](#)
- Miller, W., Vigdor, E. R., and Manning, W. G. (2004). Covering The Uninsured : What Is It Worth? *Health Affairs*, 23(Suppl1) :W4–157–W4–167. [20](#)
- Mossin, J. (1968). Aspects of Rational Insurance Purchasing. *Journal of Political Economy*, 76(4, Part 1) :553–568. [20, 23](#)
- Muennig, P., Franks, P., and Gold, M. (2005). The cost effectiveness of health insurance. *American Journal of Preventive Medicine*, 28(1) :59–64. [20](#)
- Nyman, J. A. (2003). *The theory of demand for health insurance*. Stanford University Press. [20](#)
- Nyman, J. A. J. N. (2006). Evaluating Health Insurance : A Review of the Theoretical Foundations. *Geneva Papers on Risk & Insurance - Issues & Practice*, 31(4) :720–738. [20](#)
- Pauly, M. V. (1968). The Economics of Moral Hazard : Comment. *The American Economic Review*, 58(3) :531–537. [20](#)
- Rey, B. (2003). A Note on Optimal Insurance in the presence of a Nonpecuniary Background Risk. *Theory and Decision*, 54(1) :73–83. [20, 21, 23, 27, 28](#)
- Richard, S. F. (1975). Multivariate Risk Aversion, Utility Independence and Separable Utility Functions. *Management Science*, 22(1) :12–21. [20, 23](#)
- Schram, A. and Sonnemans, J. (2011). How individuals choose health insurance : An experimental analysis. *European Economic Review*, 55(6) :799–819. [21](#)
- van Wilgenburg, K. (2018). *Beliefs, Preferences and Health Insurance Behavior*. PhD thesis, Erasmus School of Economics. [21](#)

Appendix

I.A Detailed descriptive statistics experiment "Exogenous treatment and health insurance decision"

I.A.1 Chosen indemnity distribution

FIGURE I.A.1 – Chosen indemnity level distributions



I.A.2 Detailed preferences categories

TABLE I.A.1 – Observations in each categories of preferences relative to prediction PA3

			Preferences towards correlation (u_{12})					
Corr. aversion < 0			Corr. neutral = 0			Corr. seeker > 0		
Cross-prudence in health (u_{112})								
>0	=0	<0	>0	=0	<0	>0	=0	<0
Prudence (u_{111})								
Prudent (>0)	2	2	0	1	0	0	2	0
Neutral (=0)	2	0	0	0	0	0	1	0
Imprudent (<0)	2	1	1	0	1	0	3	1

Note : If the number is **in bold**, it means we have a conclusive prediction on the sign of the indemnities difference.

If an individual is correlation neutral, she should be cross-neutral in health according to theory. We have here one individual who is correlation neutral but cross-prudent in health.

TABLE I.A.2 – Observations in each categories of preferences relative to prediction PA4

			Preferences towards correlation (u_{12})					
Corr. aversion < 0			Corr. neutral = 0			Corr. seeker > 0		
Cross-prudence in health (u_{112})								
>0	=0	<0	>0	=0	<0	>0	=0	<0
Cross-prudence in wealth (u_{122})								
Cross-prudent (>0)	4	1	1	0	0	0	3	0
Cross-neutral (=0)	0	2	0	1	1	0	0	1
Cross-imprudent (<0)	2	0	0	0	0	0	3	0

Note : If the number is **in bold**, it means we have a conclusive prediction on the sign of the indemnities difference.

If an individual is correlation neutral, she should be cross-neutral in health and cross-neutral in wealth according to theory. We have here one individual who is correlation neutral but cross-prudent in health and cross-neutral in wealth.

I.B Supplementary analysis experiment "Joint treatment and health insurance decision"

I.B.1 Correlation of individual's characteristics with choices

TABLE I.B.1 – Correlation of individual's characteristics with treatment, insurance, preference for health relative to money and preference for correlation

	Treatment	Insurance	IT	Outcome		
				Preference for health	Preference for correlation (ref: seeker)	Preference for correlation averse
Is a man	.072	-.019	.043	.258	.020	-.244
<hr/>						
SAH :						
Bad-average	ref	ref	ref	ref	ref	ref
good	-.369	-.222	-.243	-.423	.744	-.027
very good	-.325	-.052	-.121	-.127	.583	-.504
Has physical limitation	-.136	.323	.454	-.139	-.130	.000
<hr/>						
Chronic disease						
Yes	ref	ref	ref	ref	ref	ref
No	.034	.097	-.051	.216	-.124	-.944**
Doesn't know	.035	.559	.414	.316	.559	-1.232*
Has a health insurance	.043	-.151	-.224	.089	.539	.398
Income	.00018	.00019	.0002	.0003*	.0004	.0006*
GP visit	.047	.345	.414	.144	-.889**	-.435
Specialist visit	.198	.110	.152	.230	-.338	.305
Dentist visit	.171	.054	.097	.260	-.534*	-.032
Need glasses	-.063	.590***	.635***	-.017	-.108	-.391

Note : The treatment variable has three categories (no treatment, treatment 1, treatment 2), the insurance one four categories (none, incomplete, full, more than full coverage), the IT one three categories ($I < T$, $I = T$, $I > T$), the preference for correlation one three categories (correlation aversion, correlation neutral, correlation seeker), the preference for health relative to money one is the log of the willingness to pay.

Each cell displays the coefficient of a model where the outcome is the variable at the top of the column and the only independent variable the one at the beginning of the line. These are coefficients of ordered logit models for treatment, insurance, IT. For preference for correlation these are coefficient of multinomial logit models and for preference for health of linear regression models.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

The healthcare use variables refers to having a visit at a practitioner in the past 12 months.

I.B.2 Detailed results predictions PB2 and PB3

TABLE I.B.2 – Frequency choices by risk aversion and preferences towards correlation categories for those with treatment

	I<T	I=T	I>T	N
Risk averse & Correlation averse	8	4	3	15
Risk averse & Correlation neutral	2	8	4	14
Risk averse & Correlation seeker	4	5	2	11
Risk neutral & Correlation averse	16	27	9	52
Risk neutral & Correlation neutral	16	17	11	44
Risk neutral & Correlation seeker	23	30	9	62
Risk seeker & Correlation averse	5	2	7	14
Risk seeker & Correlation neutral	8	7	0	15
Risk seeker & Correlation seeker	9	7	2	18
Total	91	107	47	245

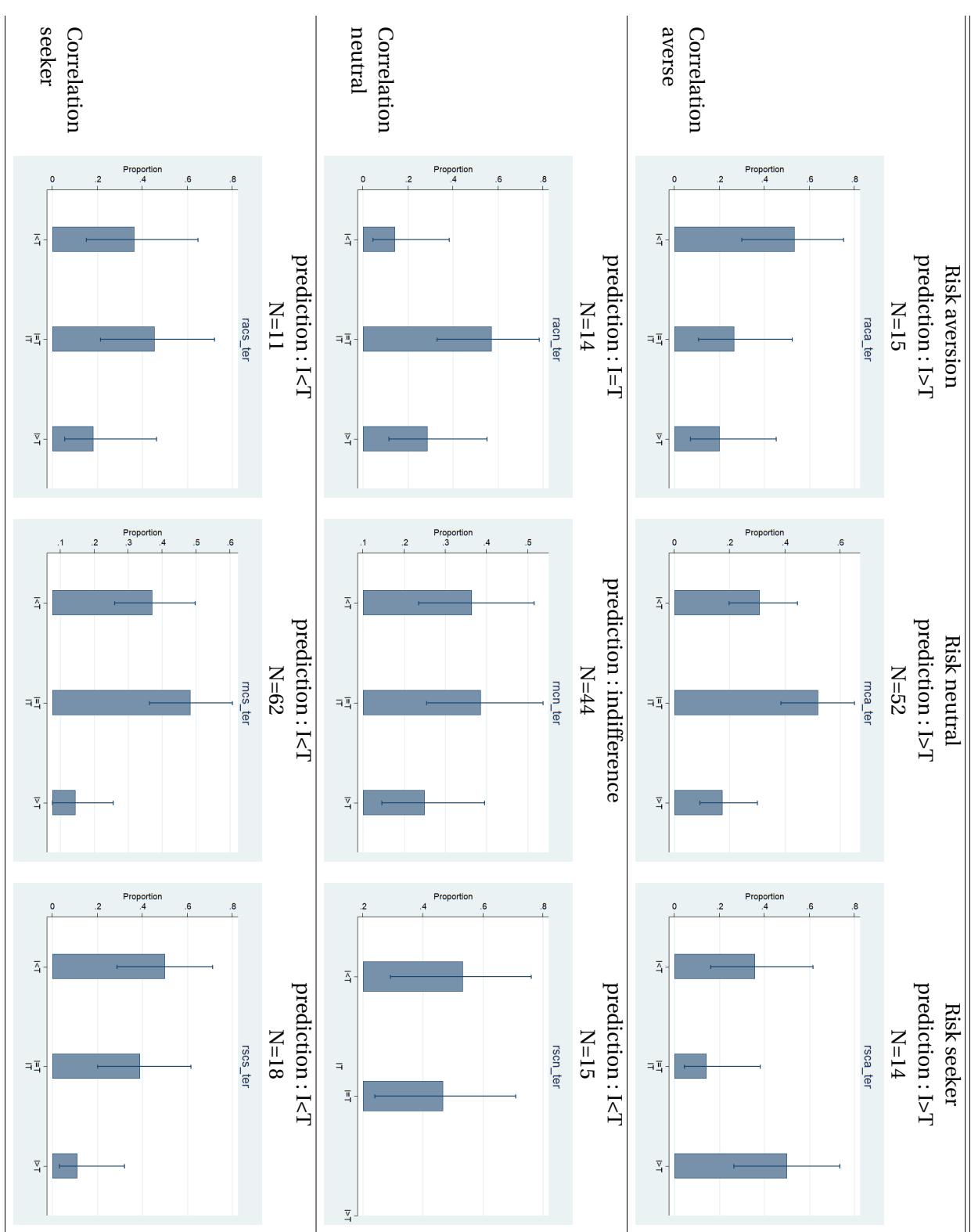
Note : if number in bold : prediction, if nothing in bold, prediction is indifference

TABLE I.B.3 – Frequency choices by risk aversion and preferences towards correlation categories for those without treatment

	I=T	I>T	N
Risk averse & Correlation averse	0	1	1
Risk averse & Correlation neutral	0	0	0
Risk averse & Correlation seeker	0	1	1
Risk neutral & Correlation averse	1	6	7
Risk neutral & Correlation neutral	1	6	7
Risk neutral & Correlation seeker	4	4	8
Risk seeker & Correlation averse	0	1	1
Risk seeker & Correlation neutral	0	0	0
Risk seeker & Correlation seeker	0	0	0
Total	6	19	25

Note : if number in bold : prediction, if nothing in bold, prediction is indifference

TABLE I.B.4 – Choices by risk aversion and preferences towards correlation categories for those with treatment (bootstrapped standard errors, replication : 10,000)



I.C Instructions experiment "Exogenous treatment and health insurance decision"

I.C.1 Preference for health relative to money measure

La mesure est réalisée pour les différents états de santé utilisées dans l'expérience (5 états de santé différents : 30min-2531, 1h30-2331, 30min-2331, 2h30-2331 and 2h30-2231).

Imaginez que vous avez un revenu mensuel de 1000€ (une fois votre loyer payé). Vous tombez malade pendant un mois. Votre état de santé est alors le suivant :

- Je ne peux pas me déplacer à pied plus de 2h30 par jour
- J'ai des problèmes légers pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)
- J'ai des problèmes légers pour accomplir mes activités courantes
- J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)
- Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)

Imaginez que l'on vous propose un traitement à prendre en une fois et au lieu de l'état de santé précédent vous auriez l'état de santé suivant :

- Je n'ai aucun problème pour me déplacer à pied
- Je n'ai aucun problème pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)
- Je n'ai aucun problème pour accomplir mes activités courantes
- Je n'ai ni douleur ni gêne
- Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)

Seriez-vous prêt(e) à payer pour ce traitement ?

- Oui
- Non

Filtre : Si "Oui"

Combien seriez-vous prêt(e) à payer pour ce traitement ?

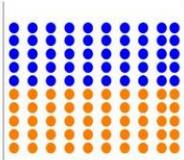
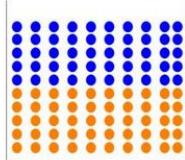
Déplacez le curseur pour indiquer votre choix.



I.C.2 Risk preference measure

Imaginez que vous détenez 1000€.

Indiquez quelle option vous préférez entre l'Option A et l'Option B.

Option A	Option B
<p>vous tirez au hasard un jeton du sac pour lequel la répartition des jetons est indiquée ci-dessous</p> <p>50/100 : bleu • 50/100:orange •</p>  <p>si vous tirez un jeton bleu • vous obtenez 200€</p> <p>si vous tirez un jeton orange • vous obtenez 100€</p>	<p>vous tirez au hasard un jeton du sac pour lequel la répartition des jetons est indiquée ci-dessous</p> <p>50/100 : bleu • 50/100:orange •</p>  <p>si vous tirez un jeton bleu • vous obtenez 300€</p> <p>si vous tirez un jeton orange • vous obtenez 0€</p>

Vous préférez :

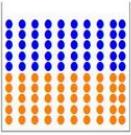
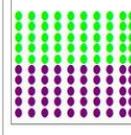
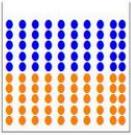
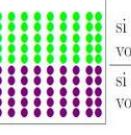
- Option A
- Option B
- Vous êtes indifférent entre l'Option A et l'Option B

Une fois que vous avez fait votre choix, cliquez sur le bouton "Suivant".

I.C.3 Prudence measure

Imaginez que vous détenez 1000€.

Indiquez quelle option vous préférez entre l'Option A et l'Option B.

Option A	Option B
<p>vous tirez au hasard un jeton du sac pour lequel la répartition des jetons est indiquée ci-dessous</p>  <p>50/100 : bleu • 50/100:orange •</p> <p>si vous tirez un jeton bleu • vous obtenez 200€</p> <p>si vous tirez un jeton orange • vous n'obtenez rien et tirez au hasard un jeton du sac ci-dessous</p> <div style="border: 1px solid black; padding: 5px; margin-top: 10px;"> <p>50/100 : vert • 50/100 violet •</p>  <p>si vous tirez un jeton vert • vous obtenez 50€</p> <p>si vous tirez un jeton violet • vous perdez 50€</p> </div>	<p>vous tirez au hasard un jeton du sac pour lequel la répartition des jetons est indiquée ci-dessous</p>  <p>50/100 : bleu • 50/100:orange •</p> <p>si vous tirez un jeton bleu • vous n'obtenez rien</p> <p>si vous tirez un jeton orange • vous obtenez 200€ et tirez au hasard un jeton du sac ci-dessous</p> <div style="border: 1px solid black; padding: 5px; margin-top: 10px;"> <p>50/100 : vert • 50/100 violet •</p>  <p>si vous tirez un jeton vert • vous obtenez 50€</p> <p>si vous tirez un jeton violet • vous perdez 50€</p> </div>

Vous préférez :

- Option A
- Option B
- Vous êtes indifférent entre l'Option A et l'Option B

Une fois que vous avez fait votre choix, cliquez sur le bouton "Suivant".

I.C.4 Correlation preference measure

Imaginez que votre revenu mensuel est de 1000€ (une fois votre loyer payé). Vous avez une maladie qui nécessite un traitement spécifique. Le traitement ne pourra vous être administré qu'au bout d'un mois et vous devrez attendre encore un mois pour que celui-ci agisse totalement. Cela entraîne un arrêt maladie de deux mois, c'est-à-dire que vous ne travaillez pas pendant 2 mois.

Durant le premier mois d'attente du traitement, votre état de santé est le suivant :

- Je ne peux pas me déplacer à pied **plus de 30 min par jour**
- J'ai des problèmes légers pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)
- Je suis **incapable** d'accomplir mes activités courantes
- J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)
- Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)

Vous recevez donc le traitement au début du deuxième mois. Votre état de santé durant ce second mois d'arrêt maladie est ::

- Je ne peux pas me déplacer à pied **plus de 1h30 par jour**
- J'ai des problèmes légers pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)
- J'ai des problèmes **modérés** pour accomplir mes activités courantes
- J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)
- Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)

Avant la maladie vous n'aviez aucun problème de santé. Le traitement n'a pas de conséquences sur votre santé à long terme. Après les deux mois d'arrêt maladie vous serez à nouveau en bonne santé et pourrez retourner travailler. Vous n'avez pas de dépenses liées au traitement et votre revenu est entièrement préservé. Vous n'avez pas d'assurance santé.

Votre employeur a souscrit à un contrat de prévoyance qui vous octroie des bons d'achat d'un montant de 200€ pour votre arrêt maladie. Ces bons d'achat ne peuvent être utilisés que pour certaines activités : repas d'un restaurant soit pris sur place ou livré à domicile, abonnement à une plateforme de films et/ou séries pendant 1 mois, places pour un événement sportif, spectacle ou concert, abonnement aux chaînes de télévision de votre choix pendant 1 mois, places de cinéma.

Les bons d'achat ne sont valables qu'un seul mois et sont fournis au début du mois. Vous ne pouvez donc utiliser chaque mois que le montant des bons obtenus au début du mois. En

particulier, les bons d'achat obtenus au début du premier mois et non utilisés ne peuvent être utilisés le mois suivant.

**Vous devez choisir la répartition des bons d'achats entre les deux mois.
Indiquez quel montant vous voulez pour chaque mois en déplaçant le curseur.**



Les conséquences en terme de revenu et d'état de santé pour chaque mois apparaissent ci-dessous une fois un choix effectué.

	Premier mois	Deuxième mois
Revenu final (en €)	1060	1140
Etat de santé	<ul style="list-style-type: none">• Je ne peux pas me déplacer à pied plus de 30 min par jour• J'ai des problèmes légers pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)• Je suis incapable d'accomplir mes activités courantes• J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)• Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)	<ul style="list-style-type: none">• Je ne peux pas me déplacer à pied plus de 1h30 par jour• J'ai des problèmes légers pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)• J'ai des problèmes modérés pour accomplir mes activités courantes• J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)• Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)

Une fois que vous avez fait votre choix, cliquez sur le bouton "Suivant".

I.C.5 Cross-prudence in wealth measure

Imaginez que votre revenu mensuel est de 1000€ (une fois votre loyer payé). Vous avez une maladie qui nécessite un traitement spécifique. Le traitement ne pourra vous être administré qu'au bout d'un mois et vous devrez attendre encore un mois pour que celui-ci agisse totalement. Cela entraîne un arrêt maladie de deux mois, c'est-à-dire que vous ne travaillez pas pendant 2 mois.

Réaction au traitement La réaction des individus au traitement varie. Des effets secondaires sont possibles avec une probabilité de 50%. Si les effets secondaires apparaissent, votre état de santé général va se dégrader au lieu de s'améliorer. Ce traitement est indispensable pour que vous retrouviez un état de santé parfait après les deux mois, vous êtes obligé de le prendre. Si le traitement ne vous était pas donné votre état de santé se dégraderait encore plus et vous pourriez mourir de la maladie.

Durant le premier mois d'attente du traitement, votre état de santé est le suivant :

- Je ne peux pas me déplacer à pied **plus de 1h30 par jour**
- J'ai des problèmes légers pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)
- J'ai des problèmes modérés pour accomplir mes activités courantes
- J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)
- Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)

Vous recevez donc le traitement au début du deuxième mois. Votre état de santé durant ce second mois dépend donc si vous avez des effets secondaires. Il peut être :

Si vous avez des effets secondaires (probabilité 50%)

- Je ne peux pas me déplacer à pied **plus de 30 min par jour**
- J'ai des problèmes légers pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)
- J'ai des problèmes modérés pour accomplir mes activités courantes
- J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)
- Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)

Si vous n'avez pas d'effets secondaires (probabilité 50%)

- Je ne peux pas me déplacer à pied **plus de 2h30 par jour**
- J'ai des problèmes légers pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)
- J'ai des problèmes modérés pour accomplir mes activités courantes
- J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)
- Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)

Votre employeur a souscrit à un contrat de prévoyance qui vous octroie des bons d'achat d'un montant de 200€ pour votre arrêt maladie. Ces bons d'achat ne peuvent être utilisés que pour certaines activités : repas d'un restaurant soit pris sur place ou livré à domicile, abonnement à une plateforme de films et/ou séries pendant 1 mois, places pour un événement sportif, spectacle ou concert, abonnement aux chaînes de télévision de votre choix pendant

1 mois, places de cinéma.

Les bons d'achat ne sont valables qu'un seul mois et sont fournis au début du mois. Vous ne pouvez donc utiliser chaque mois que le montant des bons obtenus au début du mois. En particulier, les bons d'achat obtenus au début du premier mois et non utilisés ne peuvent être utilisés le mois suivant.

Vous devez choisir la répartition des bons d'achats entre les deux mois.

Indiquez quel montant vous voulez pour chaque mois en déplaçant le curseur.



Montant pour le premier mois (en €)	120	80	Montant pour le deuxième mois (en €)
--	-----	----	---

Les conséquences en terme de revenu et d'état de santé pour chaque mois apparaissent ci-dessous une fois un choix effectué.

	Premier mois	Deuxième mois	
		Effets secondaires (probabilité 50%)	Pas d'effets secondaires (probabilité 50%)
Revenu final (en €)	1120		1080
Etat de santé	<ul style="list-style-type: none">• Je ne peux pas me déplacer à pied plus de 1h30 par jour• J'ai des problèmes légers pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)• J'ai des problèmes modérés pour accomplir mes activités courantes• J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)• Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)	<ul style="list-style-type: none">• Je ne peux pas me déplacer à pied plus de 30 min par jour• J'ai des problèmes légers pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)• J'ai des problèmes modérés pour accomplir mes activités courantes• J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)• Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)	<ul style="list-style-type: none">• Je ne peux pas me déplacer à pied plus de 2h30 par jour• J'ai des problèmes légers pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)• J'ai des problèmes modérés pour accomplir mes activités courantes• J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)• Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)

Une fois que vous avez fait votre choix, cliquez sur le bouton "Suivant".

I.C.6 Cross-prudence in health measure

Cette question est illustrée pour le choix "Premier mois : 200€ de bons d'achat avec certitude; Deuxième mois : Participation à la tombola".

Imaginez que votre revenu mensuel est de 1000€ (une fois votre loyer payé). Vous avez une maladie qui nécessite un traitement spécifique. Le traitement ne pourra vous être administré qu'au bout d'un mois et vous devrez attendre encore un mois pour que celui-ci agisse totalement. Cela entraîne un arrêt maladie de deux mois, c'est-à-dire que vous ne travaillez pas pendant 2 mois.

Votre état de santé pendant le premier mois de votre arrêt maladie est :

- Je ne peux pas me déplacer à pied **plus de 30 min par jour**
- J'ai des problèmes légers pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)
- Je suis **incapable** d'accomplir mes activités courantes
- J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)
- Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)

La deuxième dose de votre traitement doit donc être prise au début du deuxième mois de votre arrêt maladie. Votre état de santé pendant ce deuxième mois est :

- Je ne peux pas me déplacer à pied **plus de 1h30 par jour**
- J'ai des problèmes légers pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)
- J'ai des problèmes **modérés** pour accomplir mes activités courantes
- J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)
- Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)

Avant la maladie vous n'aviez aucun problème de santé. Le traitement n'a pas de conséquences sur votre santé à long terme. Après les deux mois d'arrêt maladie vous serez à nouveau en bonne santé et pourrez retourner travailler. Vous n'avez pas de dépenses liées au traitement et votre revenu est entièrement préservé. Vous n'avez pas d'assurance santé.

Tombola

Vous recevez par votre entreprise des bons d'achat pour chacun des deux mois de votre arrêt maladie. Pour un des deux mois, vous recevrez **200€ de bons d'achat**. Pour l'autre mois, votre employeur, qui est un original, décide de fixer le montant de bons d'achat que vous allez recevoir par une tombola. Vous avez alors **50% de chance de gagner des bons d'achat d'un montant de 100€ et 50% de chance de gagner des bons d'achat d'un montant de 300€**.

Ces bons d'achat ne peuvent être utilisés que pour certaines activités : repas d'un restaurant

soit pris sur place ou livré à domicile, abonnement à une plateforme de films et/ou séries pendant 1 mois, places pour un événement sportif, spectacle ou concert, abonnement aux chaînes de télévision de votre choix pendant 1 mois, places de cinéma.

Les bons d'achats ne sont valables qu'un seul mois et sont fournis au début du mois. Vous ne pouvez donc utiliser chaque mois que le montant des bons obtenus au début du mois. En particulier, les bons d'achat obtenus au début du premier mois et non utilisés ne peuvent être utilisés le mois suivant.

Vous devez choisir quel mois de votre arrêt maladie vous souhaitez participer à la tombola (50% d'obtenir 100€ en bons d'achat et 50% de chance d'obtenir 300€ en bons d'achat) **et quel mois vous souhaitez recevoir avec certitude 200€ en bons d'achat.** Parmi les choix suivants, indiquez celui que vous préférez :

- Premier mois : Participation à la tombola; Deuxième mois : 200€ de bons d'achat avec certitude
- Premier mois : 200€ de bons d'achat avec certitude; Deuxième mois : Participation à la tombola
- Vous êtes indifférent entre ces deux options : la décision est tirée à pile ou face.

Les conséquences en terme de revenu et d'état de santé pour chaque mois apparaissent ci-dessous une fois un choix effectué.

	Premier mois	Deuxième mois	
		Probabilité 50%	Probabilité 50%
Revenu final (en €)	1200	1100	1300
Etat de santé	<ul style="list-style-type: none">• Je ne peux pas me déplacer à pied plus de 30 min par jour• J'ai des problèmes légers pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)• Je suis incapable d'accomplir mes activités courantes• J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)• Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)	<ul style="list-style-type: none">• Je ne peux pas me déplacer à pied plus de 1h30 par jour• J'ai des problèmes légers pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)• J'ai des problèmes modérés pour accomplir mes activités courantes• J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)• Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)	

Une fois que vous avez fait votre choix, cliquez sur le bouton "Suivant".

I.C.7 Health insurance question

Les sujets sont confrontés à 4 questions d'assurance santé pour lesquelles ils choisissent un niveau d'indemnité. Ici est donné le détail de la question de référence en termes de revenu, de coût du traitement et d'état de santé initial. Dans le scénario coût, le coût augmente à 400€. Dans le scénario revenu celui-ci augmente à 1500€. Dans le scénario santé, les états de santé sont améliorés à 1h30-2331 et 2h30-2231.

Vous disposez d'un revenu mensuel de 1000€ (une fois votre loyer payé). Votre probabilité d'avoir un accident est de 15%. En cas d'accident, votre état de santé sera le suivant durant un mois :

- Je ne peux pas me déplacer à pied **plus de 30 min par jour**
- J'ai des problèmes légers pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)
- Je suis **incapable** d'accomplir mes activités courantes
- J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)
- Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)

Vous retrouverez un état de santé parfait au bout d'un mois. Pendant le mois qui suit votre accident, vous serez en arrêt maladie et votre employeur paiera votre salaire. Vous n'aurez donc pas de pertes de revenu en cas d'accident : vous disposerez toujours de 1000€.

En cas d'accident, vous recevrez un traitement médical. Celui-ci coûte 100€. Votre état de santé suite à ce traitement sera le suivant :

- Je ne peux pas me déplacer à pied **plus de 1h30 par jour**
- J'ai des problèmes légers pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)
- J'ai des problèmes **modérés** pour accomplir mes activités courantes
- J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)
- Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)

Vous pouvez choisir de souscrire ou non un **contrat d'assurance santé**.

Un contrat d'assurance santé est défini par deux éléments :

- **une indemnité** : c'est-à-dire le montant reçu en cas d'accident
- **une prime** : c'est-à-dire le prix que vous devez payer chaque mois pour bénéficier de l'assurance

Vous ne recevez l'indemnité qu'en cas d'accident et que si vous avez payé la prime avant

que l'accident ne se produise.

Vous avez le choix entre plusieurs contrats d'assurance santé : plus l'indemnité reçue en cas d'accident est élevée, plus la prime qui y est associée est élevée.

Choisissez votre contrat d'assurance santé en faisant bouger le curseur.

Les conséquences suite à votre choix d'assurance apparaissent en bas de la page une fois un choix effectué.



	Montant de l'indemnité (en €) 90	Montant de la prime (en €) 13.5
	Conséquences si vous avez un accident (probabilité 15%)	Conséquences si vous n'avez pas d'accident (probabilité 85%)
Revenu final (en €)	976.5	986.5
Etat de santé	<ul style="list-style-type: none">• Je ne peux pas me déplacer à pied plus de 1h30 par jour• J'ai des problèmes légers pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)• J'ai des problèmes modérés pour accomplir mes activités courantes• J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)• Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)	<ul style="list-style-type: none">• Je n'ai aucun problème pour me déplacer à pied• Je n'ai aucun problème pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)• Je n'ai aucun problème pour accomplir mes activités courantes• Je n'ai ni douleur ni gêne• Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)

Une fois que vous avez fait votre choix d'assurance santé, cliquez sur le bouton "Suivant".

I.D Instructions experiment "Joint treatment and health insurance decision"

I.D.1 Health preference relative to wealth

Imaginez que vous avez un revenu mensuel de 1000€ (une fois votre loyer payé). Vous tombez malade pendant un mois. Votre état de santé est alors le suivant :

- Je suis incapable de me déplacer à pied
- Je suis incapable de me laver ou de m'habiller tout(e) seul(e)
- Je suis incapable d'accomplir mes activités courantes
- J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)
- Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)

Seriez-vous prêt(e) à payer pour ne plus avoir cet état de santé pendant un mois et donc avoir un état de santé parfait?

- Oui
- Non

Filtre : Si "Oui"

Combien seriez-vous prêt(e) à payer (de vos 1000€) pour ne plus avoir cet état de santé pendant un mois et donc avoir un état de santé parfait?

Déplacez le curseur pour indiquer votre choix.



I.D.2 Correlation preference measure

Imaginez que votre revenu mensuel est de 1000€ (une fois votre loyer payé) et que vous avez un accident qui entraîne un arrêt maladie de 2 mois. Vous devez vous faire opérer mais l'opération n'aura lieu que dans un mois.

Durant le mois d'attente avant l'opération, votre état de santé est le suivant :

- Je suis **incapable de me déplacer à pied**
- J'ai des **problèmes légers** pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)
- Je suis **incapable** d'accomplir mes activités courantes
- J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)
- Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)

Suite à l'opération, vous êtes en convalescence pendant 1 mois et donc en arrêt maladie. Votre état de santé est :

- J'ai des **problèmes légers** pour me déplacer à pied
- Je n'ai **aucun problème** pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)
- J'ai des **problèmes légers** pour accomplir mes activités courantes
- J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)
- Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)

Avant l'accident vous n'aviez aucun problème de santé et l'opération n'a pas de conséquences sur votre santé à long terme. Après les deux mois d'arrêt maladie vous serez à nouveau en bonne santé et pourrez retourner travailler. Vous n'avez pas de dépenses liées à l'opération et votre revenu est entièrement préservé (égal à 1000€). Vous n'avez pas d'assurance santé.

Votre employeur a souscrit à un contrat de prévoyance qui vous octroie des bons d'achat d'un montant de 200€ pour votre arrêt maladie. Ces bons d'achat ne peuvent être utilisés que pour certaines activités : repas d'un restaurant soit pris sur place ou livré à domicile, abonnement à une plateforme de films et/ou séries pendant 1 mois, places pour un événement sportif, spectacle ou concert, abonnement aux chaînes de télévision de votre choix pendant 1 mois, places de cinéma.

Les bons d'achat ne sont valables qu'un seul mois et sont fournis au début du mois. Vous ne pouvez donc utiliser chaque mois que le montant des bons obtenus au début du mois. En particulier, les bons d'achat obtenus au début du premier mois et non utilisés ne peuvent

être utilisés le mois suivant.

**Vous devez choisir la répartition des bons d'achats entre les deux mois.
Indiquez quel montant vous voulez pour chaque mois en déplaçant le curseur.**

Montant pour le premier mois (en €) → Montant pour le deuxième mois (en €)

I.D.3 Risk preference measure

Vous devez effectuer un choix entre deux urnes (gauche ou droite) pour **chaque ligne** du tableau ci-dessous. Vous devez donc prendre 10 décisions.

Chaque urne contient 10 boules, parmi lesquelles 1 sera tirée au sort. Chaque boule représente une perte d'argent dont le montant dépend de la couleur de la boule.

Pour les urnes de gauche, les boules vertes correspondent à une perte de 320€ et les boules bleues à une perte de 490€.

Pour les urnes de droite, les boules jaunes correspondent à une perte de 720€ et les boules marrons à une perte de 80€.

Pour chaque urne, la probabilité de perdre un montant donné dépend donc du nombre de boules de chaque couleur.

Imaginez qu'une fois les 10 décisions prises, l'une d'entre elles sera tirée au hasard. Vous n'aurez à subir que les conséquences de cette décision : vous perdez le montant indiqué sur la boule tirée au hasard dans l'urne choisie.

Exemple :

Première ligne du tableau - Urne de gauche :

L'urne est remplie de 10 boules bleues (-480€). La probabilité de tirer une boule bleue est donc de 100% et celle de tirer une boule verte est de 0%. Autrement dit, il y a une probabilité de 100% de perdre 480€ et une probabilité de 0% de perdre 320€. Vous perdez donc 490€ avec certitude si vous choisissez cette option.

Première ligne du tableau - Urne de droite :

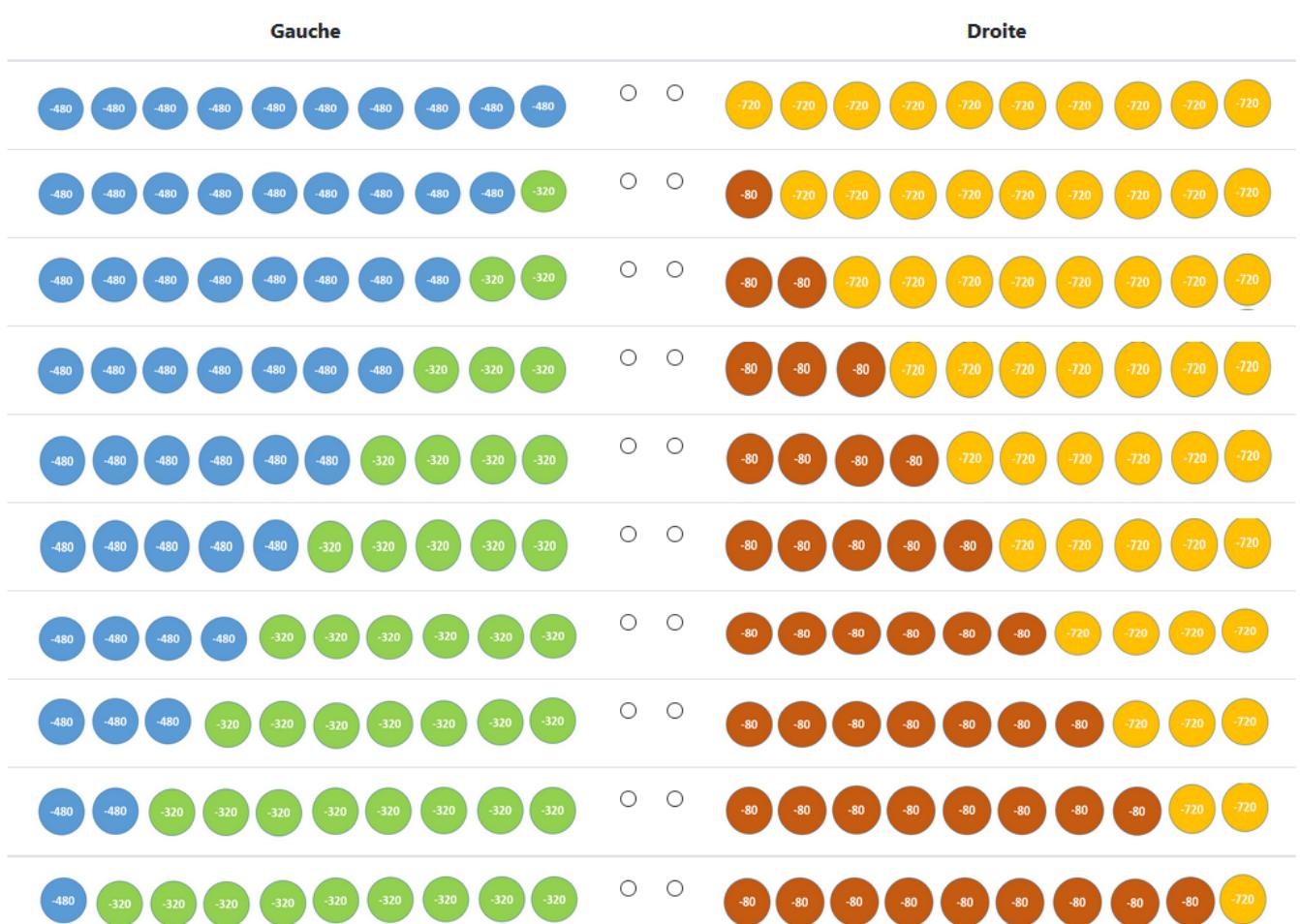
L'urne est remplie de 10 boules jaunes (-720€). La probabilité de tirer une boule jaune est donc de 100% et celle de tirer une boule marron est de 0%. Autrement dit, il y a une probabilité de 100% de perdre 720€ et une probabilité de 0% de perdre 80€. Vous perdez donc 720€ avec certitude si vous choisissez cette option.

Vous devez choisir entre l'urne de gauche et l'urne de droite.

Si vous choisissez l'urne de gauche et si cette décision est tirée au hasard parmi les 10 décisions, une boule sera tirée au hasard dans l'urne de gauche. Vous perdrez 480€.

Pour chaque ligne vous devez indiquer si vous préférez l'urne de gauche ou celle de droite.

Vous remarquerez que les montants des pertes ne changent pas, uniquement les probabilités associées à chaque perte (puisque le nombre de boules de chaque couleur change à chaque ligne).



Une fois que vous avez fait les dix choix, cliquez sur le bouton "Suivant".

I.D.4 Time preferences measure

N'est présenté ici qu'une série de choix possibles où le sujet choisi toujours "Dans 12 mois". L'ensemble des questions est présenté dans Falk et al. (2016).

Imaginez qu'on vous donne le choix entre recevoir un paiement aujourd'hui ou dans 12 mois. Nous allons maintenant vous présenter cinq situations. Le paiement que vous pouvez recevoir aujourd'hui est le même dans toutes les situations. Le paiement dans 12 mois est différent dans chacune des situations. Nous aimerais savoir ce que vous choisiriez dans chacune des situations. Une fois que vous avez choisi pour une situation, la suivante s'affiche. Veuillez supposer qu'il n'y ait pas d'inflation, c'est-à-dire que les prix restent les mêmes que ceux d'aujourd'hui.

1. Veuillez envisager l'alternative suivante : préféreriez-vous recevoir 100 euros aujourd'hui ou 154 euros dans 12 mois?
 - Aujourd'hui
 - Dans 12 mois -> *aller à la question 2*

2. Préféreriez-vous recevoir 100 euros aujourd'hui ou 125 euros dans 12 mois?
 - Aujourd'hui
 - Dans 12 mois -> *aller à la question 3*

3. Préféreriez-vous recevoir 100 euros aujourd'hui ou 112 euros dans 12 mois?
 - Aujourd'hui
 - Dans 12 mois -> *aller à la question 4*

4. Préféreriez-vous recevoir 100 euros aujourd'hui ou 106 euros dans 12 mois?
 - Aujourd'hui
 - Dans 12 mois -> *aller à la question 5*

5. Préféreriez-vous recevoir 100 euros aujourd'hui ou 103 euros dans 12 mois?
 - Aujourd'hui
 - Dans 12 mois

I.D.5 Health insurance question

Les sujets choisissent entre trois niveaux de traitements et quatre niveaux d'assurance (seulement trois quand "Pas de traitement" est choisi). Il s'agit ici d'un exemple pour le choix traitement 1 et contrat C.

Vous disposez d'un revenu mensuel de 1000€(une fois votre loyer payé). Votre probabilité d'avoir un accident est de 15%. En cas d'accident, votre état de santé sera le suivant durant un mois :

- Je suis incapable de me déplacer à pied
- J'ai des problèmes légers pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)
- Je suis incapable d'accomplir mes activités courantes
- J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)
- Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)

Vous retrouverez un état de santé parfait au bout d'un mois. Pendant le mois qui suit votre accident, vous serez en arrêt maladie et votre employeur paiera votre salaire. Vous n'aurez donc pas de pertes de revenu en cas d'accident : vous disposerez toujours de 1000€.

Traitements médicaux

En cas d'accident, vous pourrez choisir de recevoir ou non un traitement médical. Il existe différents types de traitement qui varient selon leur niveau d'efficacité pour améliorer l'état de santé durant l'arrêt maladie. Le coût des traitements varie en fonction de leur efficacité. Que vous choisissez d'être traité ou non et quel que soit le traitement choisi, vous retrouverez toujours un état de santé parfait au bout d'un mois.

Contrat d'assurance

Vous pouvez également choisir de souscrire ou non un contrat d'assurance santé. Un contrat d'assurance santé est défini par deux éléments : une indemnité (c'est-à-dire le montant reçu en cas d'accident) et une prime (c'est-à-dire le prix que vous devez payer chaque mois pour bénéficier de l'assurance). Vous ne recevrez l'indemnité qu'en cas d'accident et que si vous avez payé la prime avant la réalisation de l'accident.

Vous avez le choix entre plusieurs contrats d'assurance santé : plus l'indemnité reçue en cas d'accident est élevée, plus la prime qui y est associée est élevée.

Vous avez deux choix à faire : un choix concernant le traitement éventuel que vous souhaitez avoir en cas d'accident, et un choix concernant l'éventuel contrat d'assurance santé que vous souhaitez souscrire.

Votre choix de traitement a des conséquences sur votre état de santé et votre situation financière en cas d'accident. Votre choix d'assurance santé a des conséquences sur votre situation financière que vous ayez ou non un accident.

Les conséquences des différents choix possibles vont apparaître en bas de la page. Le choix de traitement est présenté en premier et le choix d'assurance santé n'apparaît qu'une fois le traitement choisi.

Vous pouvez tester les différentes combinaisons de traitement et d'assurance santé avant de choisir celle que vous préférez.

Vous devez tester au moins deux combinaisons de traitement et d'assurance santé avant d'arrêter votre choix sur une combinaison particulière.

Choix de traitement

Traitement	Coût	Etat de santé	Choix
Pas de traitement	0€	<ul style="list-style-type: none">• Je suis incapable de me déplacer à pied• J'ai des problèmes légers pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)• Je suis incapable d'accomplir mes activités courantes• J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)• Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)	<input type="radio"/>
Traitement 1	200€	<ul style="list-style-type: none">• J'ai des problèmes modérés pour me déplacer à pied• Je n'ai aucun problème pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)• J'ai des problèmes modérés pour accomplir mes activités courantes• J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)• Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)	<input checked="" type="radio"/>
Traitement 2	400€	<ul style="list-style-type: none">• Je n'ai aucun problème pour me déplacer à pied• Je n'ai aucun problème pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e)• Je n'ai aucun problème pour accomplir mes activités courantes• J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s)• Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)	<input type="radio"/>

Choix d'assurance santé

Assurance	Indemnité	Prime d'assurance	Choix
Pas d'assurance santé	0€	0€	<input type="radio"/>
Contrat A	100€	15€	<input type="radio"/>
Contrat B	200€	30€	<input type="radio"/>
Contrat C	400€	45€	<input checked="" type="radio"/>

Vous avez choisi:

Traitement 1, pour votre traitement
et
le Contrat C, pour votre assurance.

	Conséquences si vous avez un accident (probabilité 15%)	Conséquences si vous n'avez pas d'accident (probabilité 85%)
Revenu final (en €)	1055	955
Etat de santé	<ul style="list-style-type: none"> • J'ai des problèmes modérés pour me déplacer à pied • Je n'ai aucun problème pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e) • J'ai des problèmes modérés pour accomplir mes activités courantes • J'ai des douleurs ou une gêne modérée(s) • Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e) 	<ul style="list-style-type: none"> • Je n'ai aucun problème pour me déplacer à pied • Je n'ai aucun problème pour me laver ou m'habiller tout(e) seul(e) • Je n'ai aucun problème pour accomplir mes activités courantes • Je n'ai ni douleurs ni gêne • Je ne suis ni anxieux(se) ni déprimé(e)

Une fois que vous avez fait votre choix de traitement et d'assurance santé, cliquez sur le bouton "Suivant".

Pour rappel, vous ne pourrez passer à la question suivant qu'après avoir essayé deux combinaisons.

Chapitre II

Justes ou injustes? Inégalités dans le recours aux soins des jeunes adultes en France

Sommaire

II.1 Introduction	92
II.2 Cadre d'analyse	95
II.3 Données et méthode	98
II.4 Résultats principaux	106
II.5 Tests de sensibilité	112
II.6 Exploration du niveau de l'âge de consentement	115
II.7 Discussion et conclusion	119
Bibliographie	122
Appendix	127
II.A Modèles de probabilités linéaires de non-recours	127

Basé sur l'article Mignon, D. & Jusot, F. (2020). Inequalities of Opportunity in the Use of Healthcare by Young Adults in France. Economie et Statistique / Economics and Statistics, 514-515-516, 155–173

II.1 Introduction

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 et 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 et Schokkaert, 2011; Rochaix et Tubeuf, 2009; Wagstaff et 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 et 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 peu été étudié. Cela est dû au fait que les jeunes vivant en cités universitaires, internats, foyers sont hors champ des enquêtes réalisées auprès des ménages ordinaires, et que les étudiants ne sont pas couverts par 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 et 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

1. <https://solidarites-sante.gouv.fr/archives/archives-presse/archives-breves/article/presentation-du-plan-d-action-bien-etre-et-sante-des-jeunes>

pour des raisons financières, alors qu'en population générale, le dispositif 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 des préférences, c'est-à-dire être choisies. Or ces sources d'inégalités n'ont pas été étudiées.

Ce chapitre a pour objectif d'étudier les inégalités de recours aux soins des jeunes adultes en France. Il questionne la légitimité ou non 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 individuels, c'est-à-dire ce qui relève de leur responsabilité. 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).

Des travaux empiriques assez nombreux ont mobilisé ce cadre d'analyse pour mesurer les inégalités des 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 et Tubeuf (2019) pour une revue de littérature). Dans cette littérature les auteurs mettent généralement l'accent sur l'accès aux soins des enfants de moins de cinq ans dans les pays en

2. Les chiffres de renoncement aux soins varient fortement selon les enquêtes. Cela peut être expliqué par les disparités dans les méthodes d'échantillonage et la variabilité des questions mobilisées pour recueillir le renoncement aux soins, la sensibilité à la formulation de cette question ayant été démontrée (Legal et Vicard, 2015).

développement (Amara *et al.*, 2017; Ersado et Aran, 2014; Saidi et Hamdaoui, 2017; Sanoussi, 2018). Rares sont les travaux qui ont étudié d'autres populations que les jeunes enfants. On notera Barbosa et Cookson (2019) qui fournissent des preuves d'inégalités injustes dans les visites chez le médecin au Brésil. En Chine, Zhang et Coyte (2020) montrent une plus grande part d'inégalité des chances dans les dépenses liées aux soins hospitaliers en comparaison de celles dans les dépenses en soins primaires. L'impact du milieu social et familial d'origine sur l'utilisation des soins est également étudié dans Bricard (2013). L'auteur montre une transmission intergénérationnelle des comportements de soins en population générale en France. 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.

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, 1990). 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). Les jeunes sont alors en mesure de les exprimer librement une fois l'âge de consentement atteint. 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 l'avantage de fournir de l'information 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.

Dans la suite de ce chapitre, nous développons d'abord le cadre d'analyse, les données mobilisées et la méthode retenue. Ensuite les résultats principaux sont présentés ainsi que les analyses de sensibilité. La dernière section est une exploration du niveau auquel fixer l'âge de consentement et les conséquences sur les résultats.

II.2 Cadre d'analyse

II.2.1 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 du coût de ce soin (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, loisirs, 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. 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. La demande de soin peut aussi être insatisfaite en raison d'une offre insuffisante, il s'agira également de renoncement, ici dû à l'offre. 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 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 en raison de préférences moindre pour la santé. 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).

II.2.2 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 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 et Schokkaert, 2011; Rochaix et Tubeuf, 2009; Schokkaert, 2018; Wagstaff et van Doorslaer, 2000).

La philosophie de la responsabilité (Arneson, 1989; Cohen, 1989; Dworkin, 1981; Roemer, 1998) 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 si 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 rejette le principe de l'« égalité d'accès informé » (Fleurbaey et 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 et 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, et 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 être, elles aussi, 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 me-

sure 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-même 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 source d'inégalités justes. Nos mesures empiriques des besoins, des circonstances et des efforts de l'individu seront présentées plus loin.

II.3 Données et méthode

II.3.1 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 1er octobre au 31 décembre 2014. L'enquête représentative à l'échelle nationale est constituée de deux sous-échantillons. Le premier est constitué de 8 857 logements tirés du recensement national des logements ordinaires 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.

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 et trois variables relatives au renoncement aux soins.

Les variables de non-utilisation de soins 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. Les variables relatives au renoncement aux soins permettent 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 ? ».

TABLE II.1 – Taux de non-recours aux soins

	Effectif	%
<i>Non-utilisation des soins</i>		
de généraliste	759	14.6
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 plusieurs renoncements. Dans ce cas nous l'excluons des décomptes des renoncements 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).

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 (obligations professionnelles ou familiales) », « 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 procérons de la même façon lorsque nous étudions le renoncement préférences.

Les taux de non-recours aux soins sont présentés dans le Tableau II.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.

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 II.2). Par rapport à la population générale, leur état de santé apparaît meilleur : selon la Direction de la recherche des études de l'évaluation et des statistiques et Santé Publique France (2017), 32 % de la population âgée de 16 ans et plus déclare avoir un état de santé moins que bon, 37 % une maladie chronique et 25 % être limitée.

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 ». 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 to-

tal 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.

TABLE II.2 – Statistiques descriptives des variables de besoins et efforts

Variables de besoins	Effectif	%	Variables d'efforts	Effectif	%
<i>Sexe</i>			<i>Activité principale</i>		
Femme	2 438	46.9	En emploi	1 277	24.6
Homme	2 759	53.1	Apprenti	358	6.9
			En études	2 712	52.2
<i>Age</i>			Au chômage	661	12.7
18 ans	1 250	24.1	Autre	189	3.6
19 ans	952	18.3			
20 ans	700	13.5	<i>Couverture complémentaire santé</i>		
21 ans	637	12.3	Aucune	239	4.6
22 ans	632	12.2	Individuelle	1 704	32.8
23 ans	538	10.4	Parentale	3 254	62.6
24 ans	488	9.4			
			<i>Décohabitант</i>		
<i>Etat de santé perçu</i>			Oui	981	18.9
Très bon/Bon	4 580	88.1	Non	4 216	81.1
Très mauvais/Mauvais/Assez bon	617	11.9			
			<i>Niveau du plus haut diplôme obtenu</i>		
<i>A une limitation</i>			Sans diplôme, CEP	310	6.0
Oui	435	8.4	Niveau brevet des collèges	459	8.8
Non	4 762	91.6	Niveau CAP, BEP	856	16.5
			Niveau Bac	2 637	50.7
<i>A une maladie chronique</i>			Niveau Bac +2	448	8.6
Oui	773	14.9	Niveau Bac+3 et Bac+4	339	6.5
Non	4 424	85.1	Niveau Bac+5 et plus	148	2.9
<i>IMC</i>				Moyenne	Écart-type
Normal/Surpoids (18.5 à 30)	4 494	86.4	Ressources financières	730.3	7.8
Maigreur (sous 18.5)	485	9.3	individuelles (en euros)		
Obésité (30 et plus)	218	4.2			

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 plus chez leurs parents (Tableau II.2).

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.

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 celles de leurs parents. Les ressources financières du jeune s'élèvent en moyenne à 730€ par mois. Les variables que nous considérons comme des efforts sont en grande partie corrélées aux circonstances parentales. Par exemple, l'activité de 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.

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 positivement corrélés 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 âgée 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 II.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.

TABLE II.3 – Statistiques descriptives des circonstances

Variables Circonstances	Effectif	%
<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>		
En emploi	3 472	66.8
Au chômage	274	5.3
Retraité	387	7.5
Inactif	148	2.9
Non renseigné	916	17.6
<i>Situation vis-à-vis du travail de la mère</i>		
En emploi	3 687	70.9
Au chômage	413	8.0
Retraitee	149	2.9
Inactive	751	14.5
Non renseigné	197	3.8
<i>Taille agglomération</i>		
Moins de 2 000 habitants	906	17.4
2 000 à 4 999	228	4.4
5 000 à 9 999	310	6.0
10 000 à 19 999	256	4.9
20 000 à 49 999	467	9.0
50 000 à 99 999	446	8.6
100 000 à 199 999	403	7.8
200 000 à 1 999 999	1 537	29.6
Agglomération de Paris	644	12.4
	Moyenne	Écart-type
<i>Niveau de vie des parents (en euros)</i>	1 984.3	19.1

II.3.2 Méthode

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 fonctions 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 :

$$Y = f(B, C, E, u) \quad (\text{II.1})$$

Un premier modèle est estimé pour modéliser la relation définie par l'équation II.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 :

$$\text{Modèle 1 : } y_i = \alpha + \sum_{j=1}^J \beta_j b_{j,i} + \sum_{k=1}^K \gamma_k c_{k,i} + \sum_{l=1}^L \delta_l e_{l,i} + u_i \quad (\text{II.2})$$

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 $\hat{\gamma}_k$ permet d'identifier par leur significativité l'existence d'inégalités des chances dans le non-recours aux soins. L'existence d'inégalités justes est mise en évidence dès lors que les coefficients δ_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 injuste la corrélation entre les efforts et les circonstances, suivant la vision de Roemer (1998) pour qui seule la part des efforts non liée aux circonstances est juste. Formellement, cela 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 :

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

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

dante des circonstances. Les résidus estimés du modèle 2, que nous notons $\hat{\epsilon}_i$, 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 II.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 :

$$\text{Modèle 3 : } y_i = \alpha + \sum_{j=1}^J \beta_j b_{j,i} + \sum_{k=1}^K \gamma_k^R c_{k,i} + \sum_{l=1}^L \delta_l \hat{\epsilon}_{l,i} + \mu_i \quad (\text{II.4})$$

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 ($\hat{\beta}_j$) ne sont pas affectés et sont donc similaires à ceux du modèle 1. Plus la différence entre $\hat{\gamma}^R$ et $\hat{\gamma}$ 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.

Evaluation 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 source. Afin d'évaluer la contribution des circonstances aux inégalités et 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

4. Une mesure normalisée et mondialement répandue pour mesurer les inéquités 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 inéquités 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.

du modèle 1 :

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

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 ($\sigma^2(\hat{y})$) peut être décomposée de la manière suivante :

$$\sigma^2(\hat{y}) = cov(Y_B, \hat{y}) + cov(Y_C, \hat{y}) + cov(Y_E, \hat{y}) \quad (\text{II.6})$$

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.

II.4 Résultats principaux

II.4.1 Analyse des inégalités des chances dans le non-recours aux soins

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. Concernant la non-utilisation des soins (Tableau II.A.1 en annexe pour le détail), la variable de circonstances la plus significative est le fait d'être couvert par la mutuelle des parents. Elle est significative dans tous les modèles et diminue la probabilité de non-utilisation des soins par rapport à ceux qui n'ont pas de couverture complémentaire santé, sauf pour la non-utilisation du gynécologue. Cet effet est d'autant plus marqué pour la non-utilisation du spécialiste et du dentiste, les soins les moins bien couverts et donc pour lesquels il y a en moyenne le plus de reste à charge.

Avoir un père inactif augmente la probabilité de non-utilisation du médecin généraliste par rapport à avoir un père en emploi, de même qu'avoir une mère retraitée augmente la probabilité de non-utilisation du spécialiste et une mère inactive augmente la probabilité de non-recours au gynécologue. Ces indicateurs de la situation des parents traduiraient une situation économique précaire, ce qui semble confirmé par le fait qu'avoir un père inactif est positivement associé au renoncement barrières. Dans le cas de la non-utilisation du spécialiste, avoir un père retraité est associé négativement à la non-utilisation ce qui pourrait s'expliquer par une meilleure connaissance du système de santé du fait d'un âge plus avancé.

Avoir des parents séparés est positivement lié à la non-utilisation du dentiste. Etonnamment la variable de revenu des parents n'est pas significativement associée au non-recours sauf pour la non-utilisation du gynécologue : un plus haut niveau de vie parental est associé négativement à la probabilité de non-utilisation du gynécologue. Il est possible que l'effet de la situation économique des parents sur le non-recours soit en partie capté par l'effet de la couverture santé parentale. Les jeunes femmes dont au moins un des parents est né à l'étranger ont plus de chance de ne pas recourir au gynécologue par rapport à celles dont les deux parents sont nés en France. Cette différence, toutes choses égales par ailleurs, pourrait notamment être due à un effet de culture.

Ces associations sont robustes aux deux spécifications. Cela indique l'existence d'inégalités des chances liées à un effet direct et indirect des circonstances sur le recours aux soins. De manière intéressante, le revenu des parents est associé négativement et significativement à la probabilité de non-recours au spécialiste uniquement dans le scénario à la Roemer, de même que l'éducation des parents, approximée par le fait d'avoir un parent qui a au moins le baccalauréat. Cela traduit l'importance de l'effet indirect de ces variables sur le non-recours aux soins à travers d'autres déterminants du non-recours.

Parmi les variables d'efforts, on observe un lien négatif entre la mutuelle individuelle et la non-utilisation du spécialiste et du gynécologue. Pour tous les niveaux de diplôme, cela diminue la probabilité de non-utilisation du généraliste par rapport à être sans diplôme, un lien que l'on retrouve aussi pour la non-utilisation du spécialiste à partir de « Bac +2 ». Être au chômage, comme en population générale, apparaît comme un indicateur de précarité économique et est associé positivement à la probabilité de tous les non-recours, excepté pour la non-utilisation du gynécologue⁵. La variable de non-cohabitation est aussi significative pour toutes les non-utilisation sauf celle du généraliste. Mais le signe du coefficient varie selon le type de non-utilisation. Pour la non-utilisation du spécialiste et du dentiste, le signe est positif comme pour des variables indiquant une précarité économique. Pour la non-utilisation du gynécologue, le signe est négatif. Cela pourrait provenir du fait que les jeunes femmes non-cohabitantes sont plus libres concernant leur activité sexuelle et donc cette variable traduit un besoin plus important de recours à un gynécologue. Les ressources financières du jeune sont liées négativement à la non-utilisation du gynécologue et à la non-utilisation du dentiste mais pas aux autres indicateurs de non-utilisation de soins.

5. Les résultats différents entre la non-utilisation du gynécologue et les autres non-utilisation pourraient provenir du fait que l'analyse est faite uniquement pour les jeunes femmes dans le cas de la non-utilisation du gynécologue. Nous avons réalisé les analyses séparément selon le sexe et ne relevons pas de différence significatives dans les régressions, excepté pour le médecin généraliste (test de Chow entre hommes et femmes significatif).

Concernant le renoncement aux soins (Tableau II.A.2 en annexe), nous retrouvons le signe négatif du coefficient de la couverture complémentaire des parents, particulièrement dans le cas du renoncement barrières. Avoir un parent inconnu ou décédé est positivement associé à la probabilité d'avoir au moins un renoncement et à celle d'avoir au moins un renoncement barrières uniquement dans le scénario à la Roemer. L'effet de cette variable apparaît comme indirect et son signe négatif pourrait signifier qu'il s'agit aussi d'un indicateur de précarité. Avoir au moins un parent né à l'étranger semble aussi être un indicateur de précarité économique étant donné son lien positif avec la probabilité d'avoir au moins un renoncement et celle d'avoir au moins un renoncement barrières. Avoir des parents séparés semble être un indicateur de précarité économique par un effet indirect en étant associé positivement à la probabilité d'avoir au moins un renoncement barrières dans le scénario à la Roemer. Cela semble également jouer sur d'autres aspects de la vie du jeune puisque le coefficient est positif et significatif également dans le cas où la variable dépendante est au moins un renoncement préférences. Le coefficient de la variable du diplôme des parents est positif et significatif uniquement dans le modèle d'au moins un renoncement préférences. Cette variable ne semble pas être un indicateur de situation économique mais plutôt un indicateur de la transmission des préférences. La taille de l'agglomération est liée positivement au renoncement aux soins : cela peut s'expliquer par une plus grande difficulté d'accès aux médecins due à une insuffisance de l'offre par habitant dans les quartiers densément peuplés.

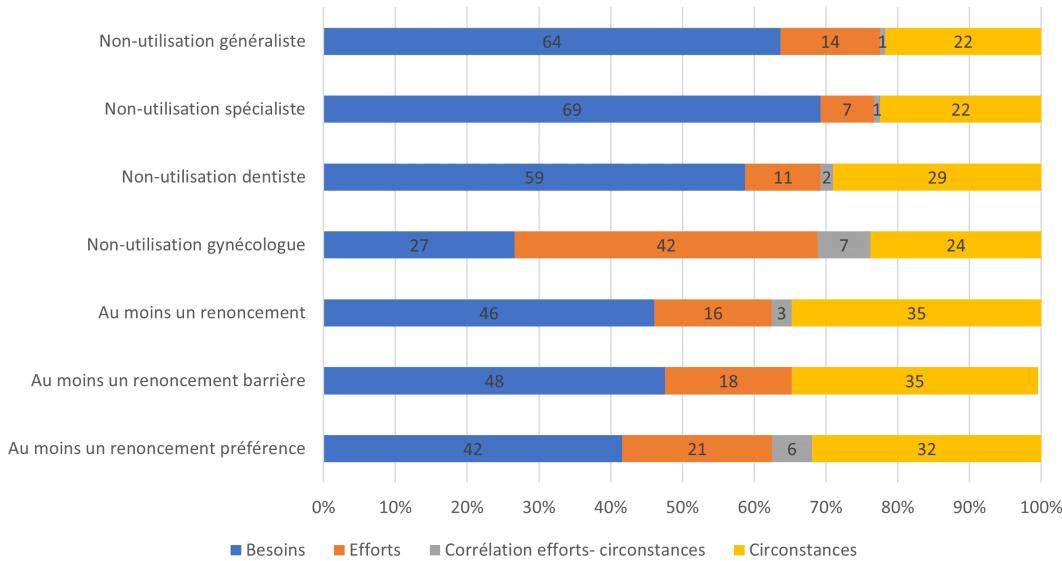
Plusieurs facteurs apparaissent également sources d'inégalités légitimes. Ainsi, parmi les variables d'efforts, le fait d'être apprenti, en études et au chômage sont positivement liés au renoncement barrières. Le fait d'être non-cohabitant apparaît toujours comme un indicateur de précarité économique en étant lié positivement à la probabilité du renoncement barrières mais apparaît aussi comme reflétant des préférences en étant lié positivement à la probabilité de renoncement préférences. Alors que le niveau de diplôme était significativement lié à la non-utilisation, seul le fait d'avoir le baccalauréat et d'avoir un niveau bac + 5 et plus sont liés négativement au renoncement préférences.

II.4.2 Décomposition de l'inégalité de non-recours

Afin de mesurer l'ampleur respective des inégalités injustes et des inégalités justes, nous étudions la contribution des circonstances, celle des efforts et celle des besoins à la variance prédictive par les modèles en probabilité linéaire présentés précédemment, 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, sauf pour le non-recours au gynécologue (voir

FIGURE II.1 – Contributions relatives des besoins, des efforts et des circonstances à la variance des variables de non-recours aux soins (en %)



Lecture : Les efforts expliquent 15 % de la variance prédictive d'avoir une non-utilisation du généraliste dans le cas où la corrélation des circonstances et des efforts est incluse dans les efforts (scénario à la Barry) et 14 % dans le cas où la corrélation des circonstances et des efforts est incluse dans les circonstances (scénario à la Roemer)

Figure II.1). Ceci suggère donc 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 (à l'exception de la non-utilisation du gynécologue). Parmi les variables de renoncement, la contribution des besoins est au maximum de 48 % alors que parmi les variables de non-utilisation elle est au minimum de 59 %, pour la non-utilisation du dentiste. 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 (voir détails Tableaux 4 et 5). Par exemple, pour la non-utilisation du généraliste, la contribution du sexe est de 33.1 % alors que pour le renoncement aux soins cette contribution est de 1.7 %. On voit par ailleurs que la contribution des besoins varie selon la spécialité. Les circonstances ont une part plus importante que les efforts, ce qui démontre l'importance d'inégalités injustes par rapport aux inégalités justes, excepté pour la non-utilisation du gynécologue. 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 marquée pour le renoncement préférences et la non-utilisation du gynécologue.

Ces différences sont associées à des contributions diverses de certaines variables individuelles (Tableaux II.4 et II.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. La seconde contribution la plus importante parmi les circonstances est 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.

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

Variance expliquée	Non-utilisation							
	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
Besoins	63.7	63.7	69.2	69.2	58.8	58.8	26.6	26.6
Femme	33.1	33.1	16.5	16.5	4.5	4.5		
Age	12.0	12.0	6.3	6.3	50.2	50.2	25.4	25.4
Etat de santé perçu	5.4	5.4	9.9	9.9	0.1	0.1	0.0	0.0
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
IMC	0.2	0.2	0.5	0.5	3.1	3.1	-0.1	-0.1
Efforts	14.6	13.9	8.4	7.5	12.2	10.5	49.6	42.2
Couverture santé individuelle	-3.9	-3.3	-6.0	-3.8	-7.5	-6.6	16.0	16.0
Activité principale	5.0	4.9	6.8	5.5	7.5	6.6	9.0	8.3
Niveau diplôme	12.8	11.9	4.8	4.1	2.2	3.0	7.0	5.9
Décohabitant	0.3	0.1	2.2	1.2	8.7	5.7	7.3	4.4
Ressources financières du jeune	0.3	0.3	0.5	0.4	1.5	1.8	10.2	7.5
Circonstances	21.7	22.5	22.4	23.3	29.0	30.7	23.8	31.2
Couverture santé parentale	8.1	7.5	12.0	12.6	16.6	17.8	-9.2	-4.5
Statut vital des parents	0.4	1.0	0.1	0.3	2.1	2.4	0.2	0.2
Lieu de naissance des parents	1.0	1.2	0.3	0.3	-0.2	-0.2	4.3	5.9
Parents séparés	0.1	0.0	0.6	0.9	1.8	2.1	4.0	3.5
Niveau de vie des parents	0.1	0.6	0.9	1.5	0.1	0.2	7.0	9.8
Diplôme des parents	-0.5	-0.2	2.4	2.5	0.9	0.5	0.4	-0.4
Statut d'activité du père	5.5	5.4	1.2	0.7	-1.1	-1.3	2.8	3.1
Statut d'activité de la mère	2.0	2.3	2.5	2.2	1.0	1.1	7.8	7.2
Taille de l'agglomération	5.0	4.8	2.5	2.3	7.8	8.1	6.5	6.4

Lecture : l'âge explique 12 % de la variance prédictive de la probabilité de ne pas avoir consulté un généraliste quand la corrélation des circonstances et des efforts est incluse dans les efforts (scénario à la Barry).

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 (sauf pour la non-utilisation du dentiste). Le niveau du diplôme est la source principale d'inégalités justes dans la non-utilisation et le renoncement préférences. Toutefois, dans le scénario à la Roemer, il s'agit de la variable d'effort dont la contribution diminue le plus. Les circonstances ont donc un fort effet sur le non-recours et cet effet passe principalement par le niveau de diplôme.

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

Variance expliquée	Au moins un					
	renoncement		renoncement barrières		renoncement préférences	
	à la Barry	à la Roemer	à la Barry	à la Roemer	à la Barry	à la Roemer
Besoins	0.0078	0.0078	0.0051	0.0051	0.0017	0.0017
Femme	46.1	46.1	48.1	48.1	41.6	41.6
Age	1.7	1.7	6.1	6.1	0.5	0.5
Etat de santé perçu	10.7	10.7	19.8	19.8	2.8	2.8
A une limitation	21.1	21.1	13.3	13.3	26.1	26.1
A une maladie chronique	3.9	3.9	3.1	3.1	3.9	3.9
IMC	6.9	6.9	3.7	3.7	7.4	7.4
Efforts	19.2	16.4	17.3	17.8	26.5	20.9
Couverture santé individuelle	-5.7	-3.9	-5.1	-2.4	-1.9	-1.6
Activité principale	6.1	5.9	8.1	8.8	7.5	6.1
Niveau diplôme	5.2	3.8	3.7	3.2	12.9	10.6
Décohabitant	13.3	10.2	10.9	8.3	6.5	4.6
Ressources financières du jeune	0.2	0.4	-0.2	-0.1	1.3	1.2
Circonstances	34.7	37.5	34.6	34.2	31.9	37.5
Couverture santé parentale	11.3	13.2	11.9	12.0	6.7	10.3
Statut vital parents	2.8	3.6	3.1	3.8	0.3	0.5
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	2.0	7.5	8.9
Niveau de vie des parents	1.3	1.5	0.9	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	6.0	5.1	7.9	6.9	3.1	3.2
Statut d'activité de la mère	0.9	0.8	1.0	0.7	1.7	2.0
Taille de l'agglomération	6.0	7.0	4.1	5.2	10.9	11.5

Lecture : la santé perçue explique 21.1 % de la variance prédictive de la probabilité d'avoir au moins un renoncement aux soins quand la corrélation des circonstances et des efforts est incluse dans les efforts (scénario à la Barry).

On constate 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. 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 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-recours⁶. 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. Ainsi, 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.

II.5 Tests de sensibilité

Dans cette partie nous réalisons plusieurs analyses afin de tester la sensibilité des conclusions tirées précédemment. Tout d'abord, nous menons les analyses précédentes en excluant la complémentaire santé. Ensuite, nous testons la sensibilité de la catégorisation des raisons de renoncement.

II.5.1 Inégalités dans le non-recours aux soins sans prise en compte de la couverture complémentaire santé

La possession d'une couverture complémentaire santé et le recours aux soins peuvent être liés à des caractéristiques inobservées. L'introduction de la variable de possession d'une couverture complémentaire dans les modèles de probabilité linéaire estimés précédemment provoque potentiellement de l'endogénéité et biaise les estimations des coefficients des variables incluses dans le modèle. Pour cette raison, Huber (2008), dans l'étude des inégalités de recours aux soins, exclut la variable de détention d'une couverture complémentaire santé. Nous réalisons donc une analyse des inégalités de non-recours sans prendre en compte la couverture complémentaire.

Les résultats de la décomposition de la variance sont présentés dans le Tableau II.6. Nous constatons que la part relative des besoins est toujours la plus importante, elle augmente

6. 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.

TABLE II.6 – Contributions relatives des besoins, des efforts et des circonstances à la variance des variables de non-recours aux soins - sans prise en compte de la couverture complémentaire

	Variance expliquée	Besoins		Efforts		Circonstances	
		à la B. (%)	à la R. (%)	à la B. (%)	à la R. (%)	à la B. (%)	à la R. (%)
Non-utilisation							
généraliste	0.0059	65.6	65.6	19.8	17.8	14.6	16.7
spécialiste	0.0159	72.1	72.1	16.2	13.1	11.7	14.8
dentiste	0.0078	63.5	63.5	22.8	20.7	13.7	15.8
gynécologue	0.0140	29.2	29.2	36.3	33.9	34.5	36.9
Renoncement							
Au moins un	0.0076	48.3	48.3	26.3	22.7	25.4	29.0
Au moins un barrières	0.0049	51.0	51.0	23.9	21.2	25.1	27.7
Au moins un préférences	0.0017	42.8	42.8	30.7	27.9	26.5	29.3

Notes : à la B. : à la Barry, à la R. : à la Roemer

Lecture : les variables des circonstances représentent 14.6 % de la variance expliquée de la non-utilisation du généraliste dans le scénario à la Barry.

même. Ceci provient notamment du fait que la variance expliquée a diminué pour chaque variable (par exemple, pour la non-utilisation du spécialiste, la variance expliquée était auparavant 0.0165 et est désormais 0.0159) alors que la contribution des besoins est restée la même, les variables n'ayant pas été modifiées.

La non-prise en compte de l'effet de la couverture complémentaire augmente la contribution relative des efforts à l'inégalité d'accès aux soins (la contribution de la couverture complémentaire individuelle étant négative auparavant) et diminue fortement la contribution relative des circonstances, étant donné que la couverture complémentaire parentale était le contributeur le plus important parmi les circonstances. La contribution des efforts est plus importante que celle des circonstances pour tous les indicateurs de non-recours aux soins, sauf pour au moins un renoncement barrières, dans le cas du scénario à la Barry. Pour les scénarios à la Roemer, la part des circonstances est plus importante que celle des efforts pour les variables de renoncement et la non-utilisation du gynécologue. La part des efforts reste plus élevée que celle des circonstances pour les autres variables de non-utilisation.

Alors que précédemment la part des circonstances était toujours plus importante que celle des efforts, c'est l'inverse ici. Cette analyse souligne le rôle de la couverture complémentaire dans les inégalités injustes.

II.5.2 Sensibilité à la catégorisation des raisons de renoncement

La catégorisation des raisons de renoncement en tant que barrières ou préférences est le résultat d'une réflexion personnelle et n'est pas sans défaut. Nous effectuons une nouvelle répartition des catégories de renoncement en nous reposant sur la catégorisation proposée par Allin *et al.* (2010). Cela conduit à une nouvelle variable de renoncement barrières qui inclut le renoncement pour raisons financières, pour cause d'éloignement géographique, par manque d'information et le fait de n'avoir pas eu le temps. La nouvelle variable de renoncement préférences, qui rejoint celle faisant référence au choix personnel selon Allin *et al.* (2010), inclut le renoncement par peur d'aller chez le médecin et le fait d'avoir préféré attendre que cela passe. La raison « Vous n'aviez pas le temps (obligations professionnelles ou familiales) » était classée auparavant dans le renoncement préférences car interprétée comme un choix de ne pas prendre le temps. D'après la catégorisation d'Allin *et al.* (2010), cela doit être considéré comme un renoncement barrières car cela témoigne d'une contrainte de temps. La raison « Le délai pour le rendez-vous était trop long » est retiré du renoncement barrières. Selon Allin *et al.* (2010), on ne peut clairement catégoriser cette raison car cela peut relever d'une contrainte de l'offre ou bien être l'expression d'un sentiment que le temps d'attente était trop long, alors que ce délai n'était pas un problème d'un point de vue clinique. Dans leur étude, cette catégorie est traitée à part. Ici, le faible effectif (94 individus) ne nous permet pas de l'étudier seule. Enfin, la catégorie « Pour d'autres raisons » était jusqu'à présent dans le renoncement préférences, elle en est exclue dans cette analyse.

TABLE II.7 – Contributions relatives des besoins, des efforts et des circonstances à la variance des variables de renoncement barrières et préférences suivant Allin *et al.* (2010)

	Variance expliquée	Besoins		Efforts		Circonstances	
		à la B. (%)	à la R. (%)	à la B. (%)	à la R. (%)	à la B. (%)	à la R. (%)
Renoncement							
Au moins un barrières	0.0064	44.7	44.7	13.6	12.6	41.7	42.6
Au moins un préférences	0.0012	44.2	44.2	27.6	22.9	28.1	32.9

Notes : à la B. : à la Barry, à la R. : à la Roemer

La variable au moins un renoncement barrières inclut ici les raisons financières, distance, manque d'information et manque de temps. La variable au moins un renoncement préférences inclut ici la raison de crainte d'aller chez le médecin et celle d'avoir préféré attendre.

Lecture : les variables des circonstances représentent 42.6 % de la variance expliquée d'au moins un renoncement barrières dans le scénario à la Roemer.

Les résultats de la décomposition de la variance liée à ce changement sont similaires à ceux obtenus précédemment pour au moins un renoncement barrières : les besoins sont les contributeurs principaux, puis les circonstances et enfin les efforts (Tableau II.7). Concer-

nant au moins un renoncement préférences, dans le scénario à la Barry, la part des efforts et des circonstances est presque égale alors que dans les résultats précédents la part des circonstances étaient plus grande que celle des efforts. On retrouve ce classement dans le scénario à la Roemer. Dans ces nouveaux résultats, les différences constatées dans les contributions des besoins au renoncement barrières et au renoncement préférences ne sont plus présentes. Alors que précédemment la part des circonstances était plus grande pour le renoncement préférences, c'est désormais pour le renoncement barrières qu'elle est la plus grande.

II.6 Exploration du niveau de l'âge de consentement

Dans les analyses réalisées jusqu'à présent, l'âge de consentement était fixé à 18 ans. Comme décrit plus haut, l'âge de consentement est le seuil à partir duquel les efforts du jeune adulte doivent relever de sa responsabilité. Il est donc considéré que le jeune adulte est dans une situation où il est en mesure d'exercer librement ses préférences. Toutefois, la liberté d'exercer ses préférences passe par une relative autonomie financière, notamment par rapport à ses parents. Dans cette section nous examinons certains critères d'indépendance financière par rapport aux parents (avoir quitté le foyer familial, recevoir de l'aide des parents, déclarer ses impôts seul) et l'âge auquel les jeunes adultes remplissent ces critères. Sur la base de cette analyse, nous explorons les implications sur les inégalités de non-recours aux soins.

Age moyen d'autonomie financière

Nous explorons ici à quel âge en moyenne les jeunes atteignent une certaine autonomie financière. Cette autonomie financière est estimée sur la base de plusieurs critères : ne plus vivre chez ses parents, ne pas recevoir d'aide financière de la part de ses parents et déclarer ses impôts seul. Nous souhaitons savoir à partir de quel âge les jeunes sont en mesure d'exprimer leurs préférences grâce à une certaine liberté financière. Le Tableau II.8 fournit l'âge moyen des jeunes dans les observations pour les critères d'autonomie financière : ne plus vivre chez ses parents, ne pas recevoir d'aide financière et déclarer ses impôts seuls. 77.3 % de l'échantillon reçoivent une aide financière régulière de leurs parents⁷ et 26.0 % déclarent leurs impôts seuls. Nous considérons comme autonome financièrement les jeunes qui remplissent ces trois critères. 8.1 % des jeunes de l'échantillon sont autonomes sur la base de ces critères. Nous avons également une variable indiquant à quel âge le jeune a pris

7. Parmi ceux qui reçoivent une aide, le montant moyen est de 276€. On note une corrélation négative entre l'âge du jeune et ce montant.

TABLE II.8 – Age moyen d'autonomie financière

		Age		Différence moyennes
		Moyenne	Ecart type	
<i>Tous</i>		20.4	0.03	
Décohabitant	Oui	21.8	0.03	1.7***
	Non	20.1	0.06	
Absence aide financière régulière des parents	Oui	21.9	0.05	2.0***
	Non	19.9	0.03	
Propre déclaration impôts	Oui	22.2	0.04	2.5***
	Non	19.7	0.03	
Autonome	Oui	22.7	0.03	2.5***
	Non	20.2	0.06	
Premier logement indépendant		19.6	0.07	
Première propre déclaration d'impôts		20.5	0.06	

Note : La variable autonome indique que le jeune ne vit plus chez ses parents, qu'ils déclarent ses impôts seul et qu'il ne reçoit pas d'aide financière régulière de ses parents.

La dernière colonne reporte la différence des moyennes entre les catégories oui et non. */**/*** indique la significativité aux niveaux 10/5/1%.

son premier logement indépendant et l'âge de première déclaration autonome des impôts sur le revenu. Cela fournit une information plus détaillée sur l'âge à laquelle les jeunes obtiennent en moyenne leur indépendance. Nous vérifions que les jeunes qui remplissent les critères d'indépendance financière sont en moyenne plus âgés que le reste de l'échantillon. Ceux qui déclarent leurs impôts indépendamment de leurs parents sont en moyenne les plus âgés et cela se vérifie en comparant l'âge du premier logement indépendant et l'âge de première déclaration d'impôts. L'étape d'autonomie financière signalée par la déclaration d'impôts est celle qui est atteinte la plus tardivement. Il semble également que tous ces critères ne soient pas forcément remplis en même temps : l'âge moyen d'autonomie est à 22.7, ce qui est plus élevé que l'âge moyen des critères d'autonomie pris indépendamment. Cet âge moyen peut constituer une estimation de l'âge à partir duquel les jeunes adultes en France sont autonomes financièrement et libres d'effectuer leurs choix. Cet âge est établit sur la base de critères tranchés et peut être surévalué (ici n'est pas pris en compte le phénomène de retourner vivre chez ses parents) -d'autant plus que l'on ne connaît pas l'âge à laquelle les jeunes ont arrêté de recevoir l'aide financière de leurs parents. Par la suite, nous proposons donc de comparer les moins de 22 ans au plus de 22 ans (inclus)⁸.

8. Nous n'avons pas la possibilité de connaître l'âge en mois du jeune, nous arrondissons donc à la borne inférieure.

Inégalités de non-recours aux soins selon l'autonomie

Nous considérons dans cette section plusieurs indicateurs d'indépendance. Nous examinons les parts des besoins, des efforts et des circonstances en séparant les jeunes adultes en groupes différents selon leur niveau d'indépendance. Nous réalisons deux analyses. Dans la première nous analysons les inégalités de non-recours en considérant un seuil d'âge à 22 ans. Dans la deuxième nous analysons dans quelle mesure l'inégalité de non-recours aux soins est juste ou injuste pour ceux qui sont plus indépendants financièrement (qualifiés d'autonomes précédemment).

TABLE II.9 – Contributions relatives des besoins, des efforts et des circonstances à la variance des variables de non-recours aux soins selon l'âge

	N	Variance expliquée	Besoins		Efforts		Circonstances			
			à la B.	à la R.	à la B.	à la R.	à la B.	à la R.		
Age inférieur à 22										
Non-utilisation										
généraliste	3 589	0.0052	40.4	40.4	32.5	30.7	27.1	28.9		
spécialiste	3 589	0.0186	62.7	62.7	12.0	12.0	25.4	25.3		
dentiste	3 589	0.0087	55.2	55.2	13.5	12.1	31.2	32.7		
gynécologue	1 642	0.0110	23.9	23.9	29.0	27.9	47.1	48.3		
Renoncement										
Au moins un	3 589	0.0074	33.7	33.7	25.5	23.8	40.8	42.5		
Au moins un barrières	3 255	0.0055	23.3	23.3	44.1	43.9	32.6	32.7		
Au moins un préférences	3 326	0.0020	35.8	35.8	24.2	20.2	40.0	44.0		
Age supérieur à 22										
Non-utilisation										
généraliste	1 658	0.0116	61.6	61.6	20.8	20.6	17.5	17.8		
spécialiste	1 658	0.0173	59.6	59.6	11.4	10.8	29.0	29.6		
dentiste	1 658	0.0075	30.9	30.9	43.1	41.7	26.0	27.4		
gynécologue	793	0.0226	7.8	7.8	60.6	64.3	31.6	27.9		
Renoncement										
Au moins un	1 658	0.0126	43.2	43.2	37.0	34.6	19.8	22.1		
Au moins un barrières	1 507	0.0093	46.8	46.8	36.4	34.4	16.8	18.8		
Au moins un préférences	1 466	0.0036	29.4	29.4	37.1	36.1	33.5	34.5		

Notes : à la B. : à la Barry, à la R. : à la Roemer

N est le nombre d'observations pour lesquelles l'analyse est menée, c'est-à-dire le nombre d'observations utilisées pour les modèles de probabilités linéaires de non-recours et, lorsque nécessaire, pour les modèles de régressions auxiliaires. Ce nombre varie en fonction de la catégorie d'âge et de la variable de non-recours étudiée.

Lecture : les variables de besoins représentent 40.4 % de la variance expliquée de la non-utilisation du généraliste dans les deux scénarios pour ceux dont l'âge est inférieur à 22 ans.

La comparaison d'un côté des jeunes ayant moins de 22 ans et de l'autre ceux ayant plus de 22 ans (Tableau II.9) montre que la contribution relative des circonstances diminuent avec

l'âge. Etant donné l'augmentation de l'autonomie du jeune adulte avec l'âge, cela était attendu. Cette part représente entre 17.5 et 34.5 % (non-utilisation du généraliste dans le scénario à la Barry et renoncement préférences dans le scénario à la Roemer) et dans le cas de la non-utilisation du spécialiste la part des inégalités des chances reste plus importante que celle des efforts. Si nous considérons ce seuil de 22 ans comme âge de consentement, cela revient à considérer les efforts pour ceux ayant moins de 22 ans comme des circonstances. Seule la part des besoins serait considérée comme juste. La part des circonstances représenterait entre 37.3 % (pour le spécialiste) et 76.7 % (pour au moins un renoncement barrières). La part des inégalités injustes dans le non-recours apparaît fortement sensible au niveau d'âge de consentement adopté.

TABLE II.10 – Contributions relatives des besoins, des efforts et des circonstances à la variance des variables de non-recours aux soins selon l'autonomie financière

	N	Variance expliquée	Besoins		Efforts		Circonstances			
			à la B. (%)	à la R. (%)	à la B. (%)	à la R. (%)	à la B. (%)	à la R. (%)		
Non-autonome										
Non-utilisation										
généraliste	4 777	0.0063	60.4	60.4	15.8	14.3	23.9	25.3		
spécialiste	4 777	0.0161	68.2	68.2	9.7	8.8	22.2	23.0		
dentiste	4 777	0.0084	59.7	59.7	11.8	11.4	28.5	28.9		
gynécologue	2 199	0.0138	24.6	24.6	39.3	37.3	36.0	38.1		
Renoncement										
Au moins un	4 777	0.0075	44.2	44.2	17.5	16.8	38.3	39.0		
Au moins un barrières	4 388	0.0048	45.1	45.1	16.0	17.0	38.9	38.0		
Au moins un préférences	4 428	0.0016	43.1	43.1	21.1	20.0	35.7	36.8		
Autonome										
Non-utilisation										
généraliste	420	0.0306	60.4	60.4	20.1	19.9	19.6	19.7		
spécialiste	420	0.1933	93.2	93.2	-0.6	-0.7	7.4	7.5		
dentiste	420	0.2801	91.4	91.4	1.3	1.5	7.3	7.1		
gynécologue	236	0.0783	45.5	45.5	21.8	24.1	32.7	30.5		
Renoncement										
Au moins un	420	0.0472	67.1	67.1	18.7	16.9	14.2	16.0		
Au moins un barrières	374	0.0499	81.3	81.3	6.2	5.8	12.5	12.9		
Au moins un préférences	364	0.0293	65.0	65.0	19.6	18.0	15.4	17.0		

Notes : à la B. : à la Barry, à la R. : à la Roemer

Autonome réfère à : ne pas vivre chez ses parents, ne pas recevoir d'aide financière régulière des parents et déclarer ses impôts seul. N est le nombre d'observations pour lesquelles l'analyse est menée, c'est-à-dire le nombre d'observations utilisées pour les modèles de probabilités linéaires de non-recours et, lorsque nécessaire, pour les modèles de régressions auxiliaires. Ce nombre varie en fonction de la catégorie d'âge et de la variable de non-recours étudiée.

Lecture : les variables de circonstances représentent 25.3 % de la variance expliquée de la non-utilisation du généraliste dans le scénario à la Roemer pour ceux non-autonome.

Concernant les analyses séparées des jeunes qui remplissent les critères d'autonomie par rapport à ceux qui ne les remplissent pas (Tableau II.10), les effectifs des jeunes autonomes étant faibles, les analyses sont menées sur des échantillons restreints (de 236 à 420 observations). Cela amène à interpréter les résultats avec précaution. Notamment pour la non-utilisation du spécialiste et du dentiste pour lesquels la variance expliquée apparaît très élevée et peut être due au manque de variation au sein de l'échantillon étudié. Nous retrouvons le résultat précédent, à savoir que la part des circonstances est plus faible pour les jeunes autonomes que pour ceux qui ne le sont pas. Toutefois la part des efforts n'est pas plus élevée pour ceux qui sont autonomes, ce qui ne confirme pas qu'ils sont plus en mesure d'exercer librement leurs choix.

Si l'on considère qu'avoir atteint l'autonomie financière doit être un critère indiquant que le jeune doit être tenu responsable de ses efforts, cela signifie qu'avant d'avoir rempli ce critère les efforts du jeune doivent être considérés comme ne relevant pas de son contrôle. Suivre ce raisonnement situerait la part des circonstances entre 31.8 % (pour le spécialiste) et 75.4 % (pour le gynécologue).

II.7 Discussion et conclusion

Ce travail 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 les études en population 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 et 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. Cela pourrait participer à expliquer la transmission intergénérationnelle des comportements de soins mis en évidence par Bricard (2013).

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 des 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 em-

ploi, 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 d'autres sources d'iniquités horizontales dans l'accès aux soins, sans se restreindre, comme le font les analyses mobilisant les indices de concentration (Barbosa et Cookson, 2019), aux inégalités de recours le long de la distribution des revenus.

La décomposition par source des inégalités prédictes de non-recours aux soins montre que la contribution la plus forte est celle des besoins de soins. Cela suggère qu'il s'agit en grande partie 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 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.

Nos résultats apparaissent sensibles à la catégorisation des raisons de renoncement et également au niveau d'âge de consentement fixé. Mais même dans le scénario le plus conservateur, la part des inégalités injustes reste non négligeable.

Les données de l'ENRJ permettent de prendre en compte de nombreuses variables, avec toutefois un nombre plus important de variables de circonstances que de variables d'efforts. 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 des chances 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 et 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 pour 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 les analyses portant sur les inégalités des chances en santé (Jusot et 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 l'analyse principale, nous faisons 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. Nous avons ici proposé une analyse sur un âge de consentement plus élevé que 18 ans, qui ne serait atteint qu'une fois l'autonomie financière du jeune acquise.

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 lors du passage de l'adolescence à l'âge adulte (Currie et 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 contre les inégalités des chances en santé, cela démontre l'importance de les surveiller tout au long du cycle de vie.

Bibliographie

- ALLIN, S., GRIGNON, M. et 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. [xii](#), [99](#), [114](#)
- AMARA, M., JEMMALI, H. *et al.* (2017). On the decomposition and dynamics of inequality of opportunities : A special focus on early childhood health and nutrition in tunisia. In *Economic Research Forum Working Paper*, volume 1093. [94](#)
- ANTUNEZ, K. et PAPUCHON, A. (2018). En 2017, des Français moins inquiets et davantage demandeurs d'intervention publique. Rapport technique. [92](#)
- 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. [93](#), [96](#)
- ARNESON, R. J. (1990). Liberalism, Distributive Subjectivism, and Equal Opportunity for Welfare. *Philosophy & Public Affairs*, 19(2):158–194. [94](#)
- BAGO D'UVA, T. et JONES, A. M. (2009). Health care utilisation in Europe : new evidence from the ECHP. *Journal of health economics*, 28(2):265–279. [92](#)
- BARBOSA, E. C. et COOKSON, R. (2019). Multiple inequity in health care : An example from Brazil. *Social Science & Medicine*. [94](#), [120](#)
- BARRY, B. (1989). *Theories of justice : a treatise on social justice*, volume 16. Univ of California Press. [97](#)
- BRICARD, D. (2013). *Construction des inégalités des chances en santé à travers les modes de vie*. These, Université Paris Dauphine - Paris IX. [94](#), [97](#), [119](#)
- CASTRY, M., WITTWER, J., MONTAGNI, I. et 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. [93](#)
- COHEN, G. (1989). On the currency of egalitarian justice. *Ethics*, 99. [93](#), [96](#), [97](#)
- COHEN, J., MADELANAT, P. et LEVY-TOLEDANO, R. (2000). *Gynécologie et santé des femmes : quel avenir en France? : état des lieux et perspectives en 2020*. Editions Eska. [111](#)

CURRIE, J. et STABILE, M. (2003). Socioeconomic Status and Child Health : Why Is the Relationship Stronger for Older Children? *American Economic Review*, 93(5):1813–1823. [121](#)

DESPRÈS, C. (2013). Négocier ses besoins dans un univers contraint. Le renoncement aux soins en situation de précarité. *Anthropologie & Santé. Revue internationale francophone d'anthropologie de la santé*, (6). [96](#)

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. [92](#)

DEVAUX, M., JUSOT, F., TRANNOY, A. et TUBEUF, S. (2008). La santé des seniors selon leur origine sociale et la longévité de leurs parents. *Economie et statistique*, 4. [93](#)

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. Rapport technique. [100](#)

DOURGNON, P., JUSOT, F. et 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. [99](#)

DWORKIN, R. (1981). What is Equality? Part 1 : Equality of Welfare. *Philosophy & Public Affairs*, 10(3):185–246. [93](#), [96](#), [97](#)

ERSADO, L. et ARAN, M. (2014). *Inequality of Opportunity among Egyptian Children*. The World Bank. [94](#)

FERREIRA, F. H. G. et PERAGINE, V. (2015). *Equality of Opportunity : Theory and Evidence*. The World Bank. [120](#)

FLEURBAEY, M. et SCHOKKAERT, E. (2009). Unfair inequalities in health and health care. *Journal of Health Economics*, 28(1):73–90. [97](#)

FLEURBAEY, M. et SCHOKKAERT, E. (2011). Equity in health and health care. In PAULY, M. V., McGuire, T. G. et BARROS, P. P., éditeurs : *Handbook of health economics*, volume 2, pages 1003–1092. Elsevier. [92](#), [96](#)

GALLAND, O. (1996). L'entrée dans la vie adulte en France. Bilan et perspectives sociologiques. 28(1):37–46. [94](#)

GIBSON, G., GRIGNON, M., HURLEY, J. et WANG, L. (2019). Here comes the SUN : Self-assessed unmet need, worsening health outcomes, and health care inequity. *Health Economics*, 0(0). [99](#)

GROSSMAN, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political economy*, 80(2):223–255. [95](#)

HUBER, H. (2008). Decomposing the causes of inequalities in health care use : A micro-simulations approach. *Journal of Health Economics*, 27(6):1605–1613. [112](#)

HUFE, P., PEICHL, A., ROEMER, J. et UNGERER, M. (2017). Inequality of income acquisition : the role of childhood circumstances. *Social Choice and Welfare*, 49(3):499–544. [121](#)

JUSOT, F. et TUBEUF, S. (2019). Equality of Opportunity in Health and Health care. In *The Oxford Encyclopedia of Health Economics*. Oxford University Press. [93](#), [121](#)

JUSOT, F., TUBEUF, S. et TRANNOY, A. (2012). Les différences d'état de santé en France : inégalités des chances ou reflet des comportements à risques? *Economie et statistique*, pages 37–51. [93](#), [105](#)

JUSOT, F., TUBEUF, S. et 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. [105](#)

LEGAL, R. et 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. *Dossier solidarités et santé*, 66. [93](#)

MARMOT, M., FRIEL, S., BELL, R., HOUWELING, T. A. et 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. [121](#)

MÉNARD, C. et GUIGNARD, R. (2013). Santé et consommation de soins des 15-30 ans. In BECK, F. et RICHARD, J.-B., éditeurs : *Les comportements de santé des jeunes. Analyses du Baromètre santé*, pages 174–197. [92](#), [119](#)

MOSQUERA, P. A., WAENERLUND, A.-K., GOICOLEA, I. et 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. [93](#)

- O'DONNELL, O., VAN DOORSLAER, E., WAGSTAFF, A. et LINDELOW, M. (2007). *Analyzing health equity using household survey data : a guide to techniques and their implementation*. World Bank Publications. [105](#)
- PAULSEN, D., PLATT, M., HUETTEL, S. et BRANNON, E. (2011). Decision-Making Under Risk in Children, Adolescents, and Young Adults. *Frontiers in Psychology*, 2:72. [94](#)
- PILLUTLA, V., MASLEN, H. et SAVULESCU, J. (2018). Rationing elective surgery for smokers and obese patients : responsibility or prognosis? *BMC medical ethics*, 19(1):28. [93](#)
- ROCHAIX, L. et TUBEUF, S. (2009). Mesures de l'équité en santé. *Revue économique*, 60(2):325–344. [92, 96](#)
- ROEMER, J. E. (1998). Equality of opportunity. *Harvard University Press, Cambridge, MA*. [93, 96, 97](#)
- ROEMER, J. E. et TRANNOY, A. (2016). Equality of Opportunity : Theory and Measurement. *Journal of Economic Literature*, 54(4):1288–1332. [97](#)
- SAIDI, A. et 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. [94](#)
- SANOUESSI, Y. (2018). Health Inequality of Opportunity : A Non-Parametric Approach Analysis. Available at SSRN : <https://ssrn.com/abstract=3100013>. [94](#)
- SCHOKKAERT, E. (2018). Justice in health : measuring inequality. In *EHEW, Paris School of Economics, Paris*. [96](#)
- SHORROCKS, A. F (1982). Inequality Decomposition by Factor Components. *Econometrica*, 50(1):193–211. [105](#)
- SWEETING, H., GREEN, M., BENZEVAL, M. et 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. [121](#)
- TYMULA, A., ROSENBERG BELMAKER, L. A., ROY, A. K., RUDERMAN, L., MANSON, K., GLIMCHER, P. W. et LEVY, I. (2012). Adolescents' risk-taking behavior is driven by tolerance to ambiguity. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 109(42):17135 LP – 17140. [94](#)

WAGENIUS, C. M., SAN SEBASTIÁN, M., GUSTAFSSON, P. E. et 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*, page 1403494818774965. [93](#)

WAGSTAFF, A. et van DOORSLAER, E. (2000). Equity in health care finance and delivery. In CULYER, A. J. et NEWHOUSE, J. P., éditeurs : *Handbook of Health Economics*, volume 1, pages 1803–1862. Elsevier. [92](#), [96](#)

WHITE, M., ADAMS, J. et HEYWOOD, P. (2009). How and why do interventions that increase health overall widen inequalities within populations. *Social inequality and public health*, pages 65–82. [121](#)

ZHANG, Y. et COYTE, P. C. (2020). Inequality of opportunity in healthcare expenditures : evidence from China. *BMC Health Services Research*, 20(1):379. [94](#)

Appendix

II.A Modèles de probabilités linéaires de non-recours

TABLE II.A.1 – Modèles probabilités linéaires de non-utilisation des soins

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Variables	Non-utilisation							
	généraliste		spécialiste		dentiste		gynécologue	
	C+E	C+E'	C+E	C+E'	C+E	C+E'	C+E	C+E'
	Coeff.							
	(Err. Std)							
Besoins								
Est une femme	-0.087*** (0.010)	-0.087*** (0.010)	-0.098*** (0.014)	-0.098*** (0.014)	-0.041*** (0.014)	-0.041*** (0.014)		
Âge, référence : 18 ans								
19 ans	0.005 (0.015)	0.005 (0.015)	0.013 (0.022)	0.013 (0.022)	0.116*** (0.022)	0.116*** (0.022)	-0.040 (0.032)	-0.040 (0.032)
20 ans	0.016 (0.017)	0.016 (0.017)	0.076*** (0.024)	0.076*** (0.024)	0.167*** (0.025)	0.167*** (0.025)	-0.012 (0.036)	-0.012 (0.036)
21 ans	0.029 (0.019)	0.029 (0.019)	0.016 (0.026)	0.016 (0.026)	0.146*** (0.027)	0.146*** (0.027)	-0.125*** (0.039)	-0.125*** (0.039)
22 ans	0.043** (0.020)	0.043** (0.020)	0.057** (0.027)	0.057** (0.027)	0.121*** (0.028)	0.121*** (0.028)	-0.126*** (0.041)	-0.126*** (0.041)
23 ans	0.060*** (0.023)	0.060*** (0.023)	0.062** (0.030)	0.062** (0.030)	0.107*** (0.031)	0.107*** (0.031)	-0.077* (0.045)	-0.077* (0.045)
24 ans	0.082*** (0.025)	0.082*** (0.025)	0.063** (0.032)	0.063** (0.032)	0.130*** (0.033)	0.130*** (0.033)	-0.111** (0.047)	-0.111** (0.047)
État de santé (ES), référence : Très Mauvais/Mauvais/Assez bon								
ES Très bon/Bon	0.042*** (0.014)	0.042*** (0.014)	0.089*** (0.022)	0.089*** (0.022)	-0.013 (0.024)	-0.013 (0.024)	0.000 (0.031)	0.000 (0.031)
A une limitation liée à un pb. de santé	-0.022 (0.016)	-0.022 (0.016)	-0.131*** (0.026)	-0.131*** (0.026)	-0.008 (0.028)	-0.008 (0.028)	-0.053 (0.041)	-0.053 (0.041)
A une maladie chronique	-0.062*** (0.013)	-0.062*** (0.013)	-0.134*** (0.021)	-0.134*** (0.021)	-0.023 (0.022)	-0.023 (0.022)	-0.007 (0.031)	-0.007 (0.031)
IMC, référence : entre 18.5 et 30								
Maigreur	0.003	0.003	-0.020	-0.020	-0.028	-0.028	-0.014	-0.014

Voir suite page suivante

CHAPITRE II. JUSTES OU INJUSTES? INÉGALITÉS DANS LE RECOURS AUX SOINS DES JEUNES ADULTES EN FRANCE

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Non-utilisation							
	généraliste		spécialiste		dentiste		gynécologue	
	C+E	C+E'	C+E	C+E'	C+E	C+E'	C+E	C+E'
Obésité	(0.016)	(0.016)	(0.024)	(0.024)	(0.024)	(0.024)	(0.031)	(0.031)
	0.005	0.005	0.005	0.005	0.012	0.012	0.004	0.004
	(0.006)	(0.006)	(0.008)	(0.008)	(0.009)	(0.009)	(0.012)	(0.012)
Circonstances								
Couverture complémentaire santé (CS), référence : Aucune CS								
CS parents	-0.051*	-0.047*	-0.125***	-0.131***	-0.080**	-0.086**	-0.074	-0.040
	(0.028)	(0.028)	(0.034)	(0.034)	(0.035)	(0.035)	(0.049)	(0.049)
Au moins un parent inconnu ou décédé	0.010	0.024	0.006	0.025	0.061	0.072*	0.022	0.030
	(0.027)	(0.027)	(0.037)	(0.037)	(0.037)	(0.037)	(0.054)	(0.054)
Au moins un parent né à l'étranger	0.016	0.020	0.013	0.014	-0.010	-0.011	0.058**	0.073***
	(0.015)	(0.015)	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.028)	(0.028)
Parents séparés	-0.008	0.001	0.021	0.033	0.041*	0.047**	-0.044	-0.041
	(0.015)	(0.015)	(0.021)	(0.021)	(0.022)	(0.022)	(0.033)	(0.033)
Niveau de vie des parents (log)	-0.001	-0.007	-0.011	-0.019*	-0.004	-0.008	-0.033*	-0.044**
	(0.009)	(0.009)	(0.011)	(0.011)	(0.012)	(0.012)	(0.019)	(0.018)
Un parent a au moins le bac	0.008	0.004	-0.026	-0.026*	-0.009	-0.005	-0.012	0.010
	(0.011)	(0.011)	(0.016)	(0.016)	(0.016)	(0.016)	(0.023)	(0.023)
Statut d'activité du père, référence : Occupe un emploi								
Au chômage	-0.000	-0.000	0.028	0.022	-0.026	-0.028	0.048	0.041
	(0.022)	(0.022)	(0.032)	(0.032)	(0.032)	(0.032)	(0.044)	(0.044)
Retraité	0.015	0.017	-0.053*	-0.057**	-0.002	-0.001	0.023	0.008
	(0.022)	(0.022)	(0.027)	(0.027)	(0.028)	(0.028)	(0.040)	(0.041)
Inactif	0.093***	0.095***	0.044	0.042	-0.021	-0.021	0.064	0.047
	(0.035)	(0.036)	(0.041)	(0.041)	(0.042)	(0.042)	(0.062)	(0.062)
Non renseignée	0.015	0.007	-0.009	-0.026	-0.046	-0.053*	-0.017	-0.036
	(0.021)	(0.021)	(0.029)	(0.029)	(0.029)	(0.030)	(0.044)	(0.044)
Statut d'activité de la mère, référence : Occupe un emploi								
Au chômage	-0.027	-0.021	0.027	0.028	-0.011	-0.010	-0.002	-0.008
	(0.018)	(0.019)	(0.026)	(0.026)	(0.027)	(0.027)	(0.038)	(0.038)
Retraité	0.021	0.020	0.074*	0.070*	-0.006	-0.006	-0.002	-0.017
	(0.034)	(0.034)	(0.042)	(0.042)	(0.043)	(0.043)	(0.062)	(0.062)
Inactive	0.018	0.024	0.018	0.019	0.027	0.031	0.079***	0.076***
	(0.016)	(0.015)	(0.020)	(0.020)	(0.021)	(0.021)	(0.029)	(0.029)

Voir suite page suivante

CHAPITRE II. JUSTES OU INJUSTES ? INÉGALITÉS DANS LE RECOURS AUX SOINS DES JEUNES ADULTES EN FRANCE

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Non-utilisation							
	généraliste		spécialiste		dentiste		gynécologue	
	C+E	C+E'	C+E	C+E'	C+E	C+E'	C+E	C+E'
Non renseignée	0.002 (0.031)	-0.009 (0.031)	0.050 (0.042)	0.030 (0.042)	-0.038 (0.043)	-0.048 (0.044)	-0.010 (0.062)	-0.032 (0.062)
Taille agglomération, référence : Moins de 2 000 habitants								
2 000 à 4 999	-0.027 (0.025)	-0.024 (0.025)	0.005 (0.036)	0.013 (0.036)	-0.037 (0.036)	-0.033 (0.036)	-0.025 (0.055)	-0.017 (0.055)
5 000 à 9 999	-0.038* (0.022)	-0.036 (0.022)	-0.027 (0.032)	-0.026 (0.032)	-0.090*** (0.032)	-0.092*** (0.032)	0.044 (0.050)	0.044 (0.050)
10 000 à 19 999	-0.036 (0.024)	-0.034 (0.024)	-0.065* (0.035)	-0.066* (0.035)	-0.030 (0.035)	-0.031 (0.035)	-0.082 (0.052)	-0.081 (0.052)
20 000 à 49 999	-0.017 (0.020)	-0.015 (0.020)	-0.016 (0.028)	-0.011 (0.028)	-0.022 (0.028)	-0.019 (0.028)	0.005 (0.040)	0.013 (0.041)
50 000 à 99 999	-0.023 (0.020)	-0.019 (0.020)	-0.026 (0.028)	-0.020 (0.028)	-0.043 (0.029)	-0.040 (0.029)	0.030 (0.041)	0.037 (0.041)
100 000 à 199 999	-0.053*** (0.020)	-0.050** (0.019)	0.004 (0.030)	0.011 (0.029)	-0.042 (0.030)	-0.034 (0.029)	-0.000 (0.044)	0.002 (0.044)
200 000 à 1 999 999	-0.018 (0.015)	-0.015 (0.015)	-0.033 (0.021)	-0.026 (0.021)	-0.015 (0.021)	-0.008 (0.021)	-0.022 (0.031)	-0.018 (0.031)
Agglo. de Paris	0.009 (0.020)	0.011 (0.020)	0.010 (0.026)	0.006 (0.026)	0.017 (0.027)	0.023 (0.026)	-0.057 (0.039)	-0.048 (0.039)
Efforts								
Couverture complémentaire santé (CS), référence : Aucune CS								
CS individuelle	-0.041 (0.028)	-0.041 (0.028)	-0.113*** (0.034)	-0.113*** (0.034)	-0.051 (0.035)	-0.051 (0.035)	-0.107** (0.049)	-0.107** (0.049)
Activité principale, référence : En emploi								
Apprenti	-0.012 (0.021)	-0.012 (0.021)	-0.028 (0.031)	-0.028 (0.031)	0.049 (0.031)	0.049 (0.031)	-0.017 (0.049)	-0.017 (0.049)
En études	0.00 (0.016)	0.005 (0.016)	-0.014 (0.022)	-0.014 (0.022)	-0.000 (0.022)	-0.000 (0.022)	0.018 (0.032)	0.018 (0.032)
Au chômage	0.043* (0.022)	0.043* (0.022)	0.057** (0.028)	0.057** (0.028)	0.048* (0.029)	0.048* (0.029)	-0.008 (0.041)	-0.008 (0.041)
Autre	-0.003 (0.030)	-0.003 (0.030)	-0.060 (0.040)	-0.060 (0.040)	0.021 (0.041)	0.021 (0.041)	-0.171*** (0.055)	-0.171*** (0.055)
Niveau diplôme atteint, référence : Sans diplôme								
Brevet des collèges	-0.082*** (0.030)	-0.082*** (0.030)	-0.059 (0.036)	-0.059 (0.036)	-0.012 (0.037)	-0.012 (0.037)	-0.020 (0.058)	-0.020 (0.058)

Voir suite page suivante

CHAPITRE II. JUSTES OU INJUSTES? INÉGALITÉS DANS LE RECOURS AUX SOINS DES JEUNES ADULTES EN FRANCE

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Non-utilisation								
	généraliste		spécialiste		dentiste		gynécologue	
	C+E	C+E'	C+E	C+E'	C+E	C+E'	C+E	C+E'
CAP, BEP	-0.105*** (0.028)	-0.105*** (0.028)	-0.053 (0.032)	-0.053 (0.032)	-0.039 (0.034)	-0.039 (0.034)	-0.075 (0.053)	-0.075 (0.053)
Baccalauréat	-0.096*** (0.027)	-0.096*** (0.027)	-0.04 (0.031)	-0.044 (0.031)	0.003 (0.032)	0.003 (0.032)	-0.032 (0.050)	-0.032 (0.050)
Bac +2	-0.143*** (0.031)	-0.143*** (0.031)	-0.116*** (0.038)	-0.116*** (0.038)	-0.004 (0.039)	-0.004 (0.039)	-0.053 (0.060)	-0.053 (0.060)
Bac +3 et 4	-0.111* (0.034)	-0.111*** (0.034)	-0.091** (0.042)	-0.091** (0.042)	0.006 (0.043)	0.006 (0.043)	-0.025 (0.063)	-0.025 (0.063)
Bac +5 et plus	-0.123*** (0.040)	-0.123*** (0.040)	-0.156*** (0.052)	-0.156*** (0.052)	-0.022 (0.054)	-0.022 (0.054)	-0.133* (0.075)	-0.133* (0.075)
Est décohabitant	0.009 (0.014)	0.009 (0.014)	0.049** (0.019)	0.049** (0.019)	0.058*** (0.020)	0.058*** (0.020)	-0.052* (0.027)	-0.052* (0.027)
Ress. financières indiv. (log)	-0.002 (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.005 (0.006)	-0.005 (0.006)	-0.010* (0.006)	-0.010* (0.006)	-0.020** (0.009)	-0.020** (0.009)
N	5 197	5 197	5 197	5 197	5 197	5 197	2 435	2 435
R ²	0.048	0.048	0.066	0.066	0.033	0.033	0.061	0.061

Notes : En haut des colonnes sont indiquées les variables du modèle : C pour circonstances, E pour efforts, E' pour efforts relatifs.

Erreurs standards robustes entre parenthèses. */**/** indique la significativité aux niveaux 10/5/1%.

TABLE II.A.2 – Modèles probabilités linéaires de renoncement aux soins

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variables	Au moins					
	un renoncement		un renoncement barrières		un renoncement préférences	
	C+E	C+E'	C+E	C+E'	C+E	C+E'
	Coeff.	Coeff.	Coeff.	Coeff.	Coeff.	Coeff.
	(Err. Std)	(Err. Std)	(Err. Std)	(Err. Std)	(Err. Std)	(Err. Std)
Besoins						
Est une femme	0.016*	0.016*	0.029***	0.029***	-0.008	-0.008
	(0.010)	(0.010)	(0.007)	(0.007)	(0.008)	(0.008)
Âge, référence : 18 ans						
19 ans	0.025*	0.025*	0.027***	0.027***	-0.000	-0.000
	(0.014)	(0.014)	(0.009)	(0.009)	(0.012)	(0.012)
20 ans	0.034**	0.034**	0.047***	0.047***	-0.011	-0.011
	(0.016)	(0.016)	(0.012)	(0.012)	(0.013)	(0.013)
21 ans	0.056***	0.056***	0.071***	0.071***	-0.011	-0.011
	(0.019)	(0.019)	(0.014)	(0.014)	(0.015)	(0.015)
22 ans	0.060***	0.060***	0.065***	0.065***	0.001	0.001
	(0.020)	(0.020)	(0.016)	(0.016)	(0.017)	(0.017)
23 ans	0.064***	0.064***	0.078***	0.078***	-0.011	-0.011
	(0.023)	(0.023)	(0.018)	(0.018)	(0.018)	(0.018)
24 ans	0.019	0.019	0.051***	0.051***	-0.038**	-0.038**
	(0.024)	(0.024)	(0.019)	(0.019)	(0.018)	(0.018)
État de santé (ES), référence : Très Mauvais/Mauvais/Assez bon						
ES Très bon/Bon	-0.103***	-0.103***	-0.064***	-0.064***	-0.057***	-0.057***
	(0.020)	(0.020)	(0.017)	(0.017)	(0.017)	(0.017)
A une limitation liée à un problème de santé	0.035	0.035	0.027	0.027	0.016	0.016
	(0.024)	(0.024)	(0.019)	(0.019)	(0.020)	(0.020)
A une maladie chronique	0.044**	0.044**	0.024*	0.024*	0.021	0.021
	(0.017)	(0.017)	(0.014)	(0.014)	(0.014)	(0.014)
IMC, référence : entre 18.5 et 30						
Maigreur	0.020	0.020	0.015	0.015	0.002	0.002
	(0.018)	(0.018)	(0.014)	(0.014)	(0.014)	(0.014)
Obésité	0.009	0.009	0.009	0.009	0.003	0.003
	(0.007)	(0.007)	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
Circonstances						
Couverture complémentaire santé (CS), référence : Aucune CS						

Voir suite page suivante

CHAPITRE II. JUSTES OU INJUSTES? INÉGALITÉS DANS LE RECOURS AUX SOINS DES JEUNES ADULTES EN FRANCE

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Au moins					
	un renoncement		un renoncement barrières		un renoncement préférences	
	C+E	C+E'	C+E	C+E'	C+E	C+E'
CS parents	-0.074** (0.029)	-0.086*** (0.029)	-0.069*** (0.026)	-0.070*** (0.026)	-0.022 (0.022)	-0.034 (0.022)
Au moins un parent inconnu ou décédé	0.042 (0.029)	0.054* (0.029)	0.035 (0.024)	0.044* (0.024)	0.006 (0.023)	0.011 (0.023)
Au moins un parent né à l'étranger	0.032** (0.015)	0.024 (0.015)	0.025** (0.013)	0.022* (0.013)	0.007 (0.012)	0.003 (0.012)
Parents séparés	0.035** (0.016)	0.041*** (0.016)	0.016 (0.012)	0.019* (0.012)	0.021 (0.013)	0.025* (0.013)
Niveau de vie des parents (log)	-0.010 (0.008)	-0.011 (0.008)	-0.005 (0.006)	-0.008 (0.006)	-0.003 (0.006)	-0.002 (0.006)
Un parent a au moins le bac	0.010 (0.011)	0.013 (0.011)	-0.008 (0.008)	0.002 (0.009)	0.023*** (0.009)	0.015* (0.009)
Statut d'activité du père, référence : Occupe un emploi						
Au chômage	0.038 (0.025)	0.033 (0.025)	0.026 (0.020)	0.021 (0.020)	0.018 (0.020)	0.019 (0.020)
Retraité	0.031 (0.021)	0.033 (0.021)	0.026 (0.017)	0.025 (0.018)	0.009 (0.017)	0.013 (0.017)
Inactif	0.050 (0.033)	0.053 (0.033)	0.065** (0.029)	0.068** (0.029)	0.006 (0.025)	0.008 (0.025)
Non renseignée	0.019 (0.022)	0.012 (0.023)	0.019 (0.017)	0.010 (0.017)	0.007 (0.019)	0.006 (0.019)
Statut d'activité de la mère, référence : Occupe un emploi						
Au chômage	0.000 (0.020)	-0.000 (0.020)	-0.002 (0.016)	-0.004 (0.016)	0.005 (0.016)	0.008 (0.016)
Retraitée	-0.006 (0.031)	-0.004 (0.031)	0.013 (0.026)	0.012 (0.026)	-0.009 (0.024)	-0.005 (0.023)
Inactive	0.004 (0.015)	0.009 (0.015)	0.004 (0.012)	0.007 (0.012)	0.009 (0.012)	0.012 (0.012)
Non renseignée	0.019 (0.034)	0.013 (0.035)	0.015 (0.029)	0.007 (0.029)	0.005 (0.027)	0.004 (0.027)
Taille agglomération, référence : Moins de 2 000 habitants						
2 000 à 4 999	0.039 (0.026)	0.050* (0.026)	0.013 (0.018)	0.022 (0.018)	0.029 (0.022)	0.031 (0.022)
5 000 à 9 999	0.005 (0.005)	0.009 (0.009)	0.004 (0.004)	0.007 (0.007)	0.001 (0.001)	0.002 (0.002)

Voir suite page suivante

CHAPITRE II. JUSTES OU INJUSTES ? INÉGALITÉS DANS LE RECOURS AUX SOINS DES JEUNES ADULTES EN FRANCE

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Au moins						
	un renoncement					
	C+E	C+E'	C+E	C+E'	C+E	C+E'
	(0.022)	(0.022)	(0.015)	(0.015)	(0.017)	(0.017)
10 000 à 19 999	0.078***	0.080***	0.039**	0.039**	0.056**	0.056**
	(0.026)	(0.026)	(0.019)	(0.019)	(0.023)	(0.023)
20 000 à 49 999	0.045**	0.050***	0.025*	0.030**	0.024	0.024
	(0.019)	(0.019)	(0.014)	(0.014)	(0.016)	(0.016)
50 000 à 99 999	0.040*	0.045**	0.031**	0.036**	0.015	0.015
	(0.020)	(0.020)	(0.015)	(0.015)	(0.016)	(0.016)
100 000 à 199 999	0.026	0.038*	0.016	0.028*	0.018	0.019
	(0.021)	(0.021)	(0.015)	(0.015)	(0.017)	(0.017)
200 000 à 1 999 999	0.039***	0.052***	0.031***	0.043***	0.014	0.015
	(0.014)	(0.014)	(0.010)	(0.010)	(0.011)	(0.011)
Agglomération de Paris	0.017	0.021	0.018	0.024*	0.002	0.000
	(0.018)	(0.017)	(0.013)	(0.013)	(0.014)	(0.014)
Efforts						
Couverture complémentaire santé (CS), référence : Aucune CS						
CS individuelle	-0.065**	-0.065**	-0.070***	-0.070***	-0.008	-0.008
	(0.029)	(0.029)	(0.026)	(0.026)	(0.022)	(0.022)
Activité principale, référence : En emploi						
Apprenti	0.029	0.029	0.050***	0.050***	-0.011	-0.011
	(0.022)	(0.022)	(0.017)	(0.017)	(0.018)	(0.018)
En études	0.023	0.023	0.034***	0.034***	-0.009	-0.009
	(0.017)	(0.017)	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.013)
Au chômage	0.078***	0.078***	0.077***	0.077***	0.024	0.024
	(0.022)	(0.022)	(0.019)	(0.019)	(0.018)	(0.018)
Autre	-0.015	-0.015	-0.002	-0.002	-0.019	-0.019
	(0.030)	(0.030)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.023)
Niveau diplôme atteint, référence : Sans diplôme						
Brevet des collèges	-0.015	-0.015	-0.008	-0.008	-0.017	-0.017
	(0.029)	(0.029)	(0.022)	(0.022)	(0.025)	(0.025)
CAP, BEP	-0.011	-0.011	-0.009	-0.009	-0.012	-0.012
	(0.027)	(0.027)	(0.021)	(0.021)	(0.022)	(0.022)
Baccalauréat	-0.035	-0.035	-0.012	-0.012	-0.038*	-0.038*
	(0.025)	(0.025)	(0.020)	(0.020)	(0.021)	(0.021)
Bac +2	-0.035	-0.035	-0.025	-0.025	-0.030	-0.030
	(0.030)	(0.030)	(0.024)	(0.024)	(0.024)	(0.024)

Voir suite page suivante

CHAPITRE II. JUSTES OU INJUSTES? INÉGALITÉS DANS LE RECOURS AUX SOINS DES JEUNES ADULTES EN FRANCE

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Au moins						
	un renoncement	un renoncement	barrières	un renoncement	préférences	
	C+E	C+E'	C+E	C+E'	C+E	C+E'
Bac +3 et 4	0.015 (0.034)	0.015 (0.034)	0.015 (0.028)	0.015 (0.028)	-0.013 (0.027)	-0.013 (0.027)
Bac +5 et plus	-0.019 (0.041)	-0.019 (0.041)	0.030 (0.036)	0.030 (0.036)	-0.052* (0.029)	-0.052* (0.029)
Est décohabitant	0.071*** (0.015)	0.071*** (0.015)	0.050*** (0.012)	0.050*** (0.012)	0.024** (0.012)	0.024** (0.012)
Ressources financières individuelles (log)	0.006 (0.004)	0.006 (0.004)	0.002 (0.004)	0.002 (0.004)	0.005 (0.003)	0.005 (0.003)
N	5 197	5 197	4 762	4 762	4 792	4 792
R ²	0.061	0.061	0.073	0.073	0.022	0.022

Notes : En haut des colonnes sont indiquées les variables du modèle : C pour circonstances, E pour efforts, E' pour efforts relatifs. Erreurs standards robustes entre parenthèses. */**/**/*** indique la significativité aux niveaux 10/5/1%.

Chapitre III

Investigating the effect of students' psychological fragilities on control beliefs

Sommaire

III.1 Introduction	136
III.2 Theoretical framework	138
III.3 Data and descriptive statistics	141
III.4 Empirical strategy	147
III.5 Results : association of control beliefs with psychological fragilities	150
III.6 Correlation of control beliefs with students efforts	158
III.7 Discussion and conclusion	162
Bibliography	165
Appendix	168
III.A Detailed regression results	168

III.1 Introduction

A growing number of studies show how control perceptions impact individual's outcomes (wages (Cebi, 2007; Groves, 2005), savings (Cobb-Clark et al., 2016)) and notably human capital investment decisions (engaging in healthy behaviors (Cobb-Clark et al., 2014), educational attainment (Barón and Cobb-Clark, 2010; Feinstein, 2000; Flouri, 2006)). Control perceptions among students appear to be important in order to predict educational attainment and also educational decisions (Jaik and Wolter, 2016). But little is known about the determinants of these control perceptions. Yet, university students all around the world face more and more mental health problems (Castillo and Schwartz, 2013; Evans et al., 2018). For instance, in France in 2016, 20 % of students were in psychological distress according to the national survey on students' health (Belghith et al., 2018).

Recent literature explored how control perceptions are impacted by health related events (Cobb-Clark and Schurer, 2013; Elkins et al., 2017; Marsaudon, 2019). Evidence is mixed as some show no effect of health related events (Cobb-Clark and Schurer, 2013), while Marsaudon (2019) shows an effect of an hospital stay and Elkins et al. (2017) highlight an effect of long-term health problems. In line with this literature, I investigate whether students' psychological fragilities impact their control beliefs.

One strand of the literature on control beliefs is based on the psychological concept of locus of control, which is a personality trait defined by Rotter (1954, 1966). Locus of control, distinguished between the internal locus of control and the external one, describes individuals' perception of control on the occurrence of life events. Individuals with an internal locus of control believe that their own efforts are likely to have an impact on future outcomes, subsequently they believe to have control, to a significant extent, on their future outcomes. On the contrary, individuals with an external locus of control believe that their future outcomes are beyond their control, and rather think that their life depends, for example, on luck or on fate. Studies show that individual's beliefs on the causes of life events have impacts on individual's outcomes, underlying the relevance of control perceptions on future outcomes, especially in terms of human capital decisions (Heckman et al., 2006). Particularly, Coleman and DeLeire (2003) brought evidence that educational outcomes are primarily influenced by control beliefs rather than overall students' ability.

The relevance of control beliefs on educational outcomes may be explained through the following reasoning. In the pursuit of academic achievement, students choose their effort

depending on their expected marginal return of effort in comparison to the cost of this effort. The expected marginal return of effort depends on individual control beliefs. If one student perceives high control, *i.e.* she is more internal, she expects her efforts to have an impact on academic achievement. Hence the expected marginal return of effort is high and the student is more likely to engage in higher effort. A higher effort is likely to increase the chance of academic achievement and in the long run educational attainment. On the contrary, if the student has low control beliefs, *i.e.* she is more external, her expected marginal return of effort is low, hence less effort for a constant cost of effort.

The concept of control beliefs is also relevant in the light of the theory of equality of opportunity. Following this theory, individuals' outcomes are determined by factors on which individuals have control, called efforts, and factors beyond the scope of their control, called circumstances. Based on this statement, inequalities resulting from efforts are fair and those resulting from circumstances are unfair, as individuals can only be held responsible for factors within their controls (Roemer, 1998). Equality of opportunity is reached when the existing inequalities do not result from circumstances. As control beliefs shape individuals' behaviors and to a certain extent efforts, this rises concern in the light of this theory. If determinants of control beliefs are out of the scope of individuals, such as a health shock or socioeconomic background, this could question the fairness of inequalities due to efforts. Individuals' efforts would be impacted by control beliefs that are shaped unfairly (due to their environment, socioeconomic background).

Mental health problems during studies are detrimental to education achievement (e.g. Cornaglia et al. (2015); Eisenberg et al. (2009)) and one pathway may be through control beliefs. If psychological fragilities impact control beliefs such as diminishing the perceived marginal return of effort, hence the effective quantity of effort is reduced which is likely to decrease the chance of academic success. Uncovering the effect of psychological fragilities on control beliefs among students may shed light on human capital accumulation mechanisms. To my knowledge this is the first work to study the effect of psychological fragilities on control beliefs.

First I develop a theoretical framework to provide intuition on how control beliefs intervene in a personal investment decision. I distinguish between beliefs on the role of internal factors (on which individuals have control) and the role of external factors (beyond individuals control). The relative weights difference appears to be of particular interest. Then, I study the association between control beliefs outcomes and psychological fragilities, a proxy for mental health state, using data from a cross-section survey of 2013 representative of French higher education students (Conditions de Vie, OVE, 2013). Using an instrumental variable

strategy where sunlight is an instrument for psychological fragilities, I uncover a positive effect on internal factors weight and a negative one on external factors weight. This result is in line with psychological literature results showing that depressed individuals blame themselves more, as if they had control over everything. I explore the heterogeneity of the results and find suggestive evidence that feeling integrated in a group and having a positive past school experience mitigate the effect of the number of psychological fragilities on control beliefs. Finally, I study the association of control beliefs with students' efforts to provide some perspective on the change induced by psychological fragilities. The rest of the chapter is organized as follows. Section 2 develops the theoretical framework, section 3 introduces the data, section 4 discusses the empirical strategy and section 5 details the results. Section 6 displays the results on the association between control beliefs and students efforts. Section 7 provides a discussion of the results.

III.2 Theoretical framework

III.2.1 External and internal factors involvement in success

The objective of this theoretical framework is to provide intuition on how beliefs about the role of external and internal factors are involved in the success process, and more precisely in the personal investment decision. This gives rationale for the empirical analysis.

This framework is based on theoretical works on inequality of opportunity defining how much effort an individual is willing to do to earn more (Brunori, 2017; Lefranc and Trannoy, 2016, 2017; Ravallion, 2017). A parallel is drawn between on one hand external factors and circumstances and on the other hand internal factors and efforts. Circumstances and external factors are out of the scope of individuals' control, whereas efforts and internal factors are within individuals' control. The individual wishes to maximize her utility which depends on her success and the cost of personal investment to reach success :

$$\max_I U = s(I, E) - c(I) \quad (\text{III.1})$$

where $s(I, E)$ is the production function of success and $c(I)$ is the cost of personal investment. The production function of success depends on two types of factors. The first type of factors ($I \geq 0$) on which individual has control (internal factors) are the individual personal investment. The second type of factors ($E \geq 0$) are external factors, *i.e.* circumstances beyond individuals' control. The respective productivity of these two types of factors on success is not known by individuals. Individuals only have beliefs on the marginal return of these factors

and how they intervene in the success production function. I assume a functional form for success that meets several criteria based on theory in the inequality of opportunity literature. The first one is that circumstances have a positive effect on success, so $\frac{\partial s(I, E)}{\partial E} > 0$ must be verified. The inequality of opportunity literature cited previously also emphasizes the correlation between efforts and circumstances : circumstances increase the marginal return of effort. I adopt a separable form that accounts for these two features :

$$S = \frac{w^i}{w^e} IE + w^e E \quad (\text{III.2})$$

where $w^e E$ can be interpreted as the unearned success and $\frac{w^i}{w^e} IE$ accounts for the correlation between efforts and circumstances. Hence :

$$\frac{\partial s(I, E)}{\partial I} = \frac{w^i}{w^e} E \quad \text{and} \quad \frac{\partial s(I, E)}{\partial E} = \frac{w^i}{w^e} I + w^e \quad (\text{III.3})$$

$\frac{w^i}{w^e} E \geq 0$ is the perceived marginal returns of internal factors on success and it depends on external factors. The marginal return of external factors accounts for the direct perceived marginal return of external factors ($w^e \geq 0$) and the indirect return through internal factors ($(\frac{w^i}{w^e} I > 0)$). In this case, w^i and w^e can also be interpreted as the respective weights of internal and external factors to success. These beliefs depend on individuals' experiences and can evolve over time.

The cost function of personal investment $c(I)$ is defined as a regular cost function. The cost follows an increasing convex function ($c'(I) > 0$ and the marginal cost is increasing ($c''(I) > 0$)). The cost linked to personal investment can either be seen as financial costs or cognitive costs. The first order condition of the utility maximization program gives :

$$\begin{aligned} \frac{\partial U}{\partial I} &= \frac{\partial s(I, E)}{\partial I} - c'(I) = 0 \\ &\Leftrightarrow \frac{\partial s(I, E)}{\partial I} = c'(I) \end{aligned} \quad (\text{III.4})$$

This gives the usual result that the optimal investment is such that the marginal cost is equal to the perceived marginal return ¹.

Assuming that the cost function is $c(I) = I^2$, hence the marginal cost $c'(I) = 2I$. From [III.4](#), this

1. The second order condition requires that $c''(I) > 0$ which is confirmed by the hypothesis on the cost function.

gives :

$$\frac{w^i}{w^e}E = 2I \Leftrightarrow I = \frac{w^i}{2w^e}E \quad (\text{III.5})$$

At the optimum, personal investment increases with the perceived marginal return of personal investment and it decreases with the direct perceived marginal return of external factors.

In conclusion, this simple theoretical framework gives us intuition on how personal investment depends on perceived marginal returns of internal factors, but also on the importance of this return compared to the perceived marginal return of external factors. It maps in a simple way how relative control beliefs are at play in the personal investment decision. Understanding the formation of internal and external factors perceived marginal returns matters in the study of personal investment.

These perceived marginal returns that reflect students' control beliefs are the center of this study, and more precisely how psychological fragilities impact them.

III.2.2 The effect of psychological fragilities on control beliefs

In this study, control beliefs formation is considered as a learning process through an information set. This perspective of the update of beliefs joins the view of Rotter (1954) that social learning theory is involved in the formation of locus of control, a personality trait reflecting individual's control perception on future and past events. Control beliefs are the outcome of a learning process based on information accumulated through individual's experience.

Psychological fragilities may impact the development of control beliefs formation in several aspects. For instance, it may affect the learning process. There is actually recent evidence that individual's decision making is impacted by mental health problems, particularly among depressed individuals (Cobb-Clark et al., 2020). There is an ongoing debate in the psychological literature on the association between perceived control and depression. While depressed individuals perceive a loss of control over their lives (Abramson et al., 1978), they also tend to blame themselves for factors clearly out of their control, as if they had control over it (Beck and Alford, 2009).

Considering these results apply here, on one hand one could expect an increase in the perceived marginal return of external factors with a decrease in the perceived marginal return of internal factors as individuals perceive less control over their life. On the other hand, one could expect an increase in the perceived marginal return of internal factors and a decrease in the perceived marginal return of external factors, if individuals think they have more control because they blame themselves more.

Psychological fragilities could also update individuals beliefs about their capabilities and their optimism. Hence, beliefs on the role of internal factors may be negatively impacted : as the individual feels less confident, the perceived marginal return of internal factors is diminished.

Overall, the expected effect of psychological fragilities on control beliefs is not straightforward but it helps us interpret our empirical results.

III.3 Data and descriptive statistics

III.3.1 Data

To estimate the impact of psychological fragilities on control beliefs, I use a cross-section survey of 2013 on French higher education students (*Conditions de Vie 2013, OVE*). The survey was conducted on a representative sample of 82% of students registered in higher education in 2012-2013. This includes students from universities, engineering and business schools, as well as students in preparatory classes (CPGE and BTS). More than 200,000 students drawn randomly were invited to answer to an online survey between March 2013 and June 2013. Around 41,000 students answered the questionnaire, an approximately 21 % response rate. The data are matched at the departmental level with meteorological data (for metropolitan France only) of the seven days preceding answering to the questionnaire. As in other studies on students (Wolff, 2012), I focus on students aged between 17 and 25 years old. I exclude students declaring a mental health problems as they could strongly drive the results. I also drop observations due to missing characteristics. In the end, the work sample includes 31,055 students.

The questionnaire mainly focuses on students' academic track, study environment, international mobility, leisure, employment, housing, expenditures, health and socio-demographic characteristics, and provides a wide range of possible covariates.

III.3.2 Outcome variable

Students' control beliefs on success are captured with a question over individual's perception on what influence success in life. For a series of factors, respondents rate their importance from 1 (not important at all) to 4 (very important). The exact sentence in the survey is "*Here are several reasons for which one can say people succeed and others do not. In your case, would you say they are important or not to succeed?*". The items are : diploma; personal efforts; relationships, networks; family; chance and economic context. Individuals have

more or less control over these factors. For example, while there is a high individual control on personal efforts, people typically have no impact on the economic context.

Given individuals' expected control over these factors, I separate the items into two groups : i) internal factors on which individuals have control, and ii) external factors beyond individuals' control. Diploma and personal efforts fall into the group of internal factors while the other factors (network, family, chance and economic context) are considered as external factors. The score of each item is described in Table III.1. Among students, personal efforts record the highest average score, revealing that students give importance to their personal work and diploma to obtain succeed in life.

TABLE III.1 – Descriptive statistics : control beliefs variables

Variable	N	Mean	Stdev.	Min	Max
<i>Factors score</i>					
Diploma (I)	31,055	3.34	.644	1	4
Personal efforts (I)	31,055	3.72	.506	1	4
Network (E)	31,055	3.4	.713	1	4
Family (E)	31,055	2.93	.821	1	4
Chance (E)	31,055	2.36	.849	1	4
Economic context (E)	31,055	3.07	.767	1	4
<i>Weights scores</i>					
Internal factors weight (w^i)	31,055	1.13	.144	.333	2
External factors weight (w^e)	31,055	.934	.0721	.5	1.33
Weights difference ($w^e - w^i$)	31,055	-.198	.216	-1.5	1
Weights ratio (w^e / w^i)	31,055	.847	.181	.25	4

Notes : I and E stands respectively for internal and external factors.

Based on the distinction of the factors into two groups, several scores are constructed. The weight given to internal factors is constructed based on the average of the items scores referring to the internal dimension (diploma, personal efforts). Similarly, the average of the ones referring to the external dimension (network, family, chance, economic context) provides the external factors weight. However, these weights do not account for the fact that some individual overall may give higher score to all items. This is an issue for the identification strategy if individuals with psychological fragilities tend to have a different mean score than those without psychological fragilities. To deal with this concern, the weights are divided by the average score given by an individual to all items. The final internal factors weight is then the

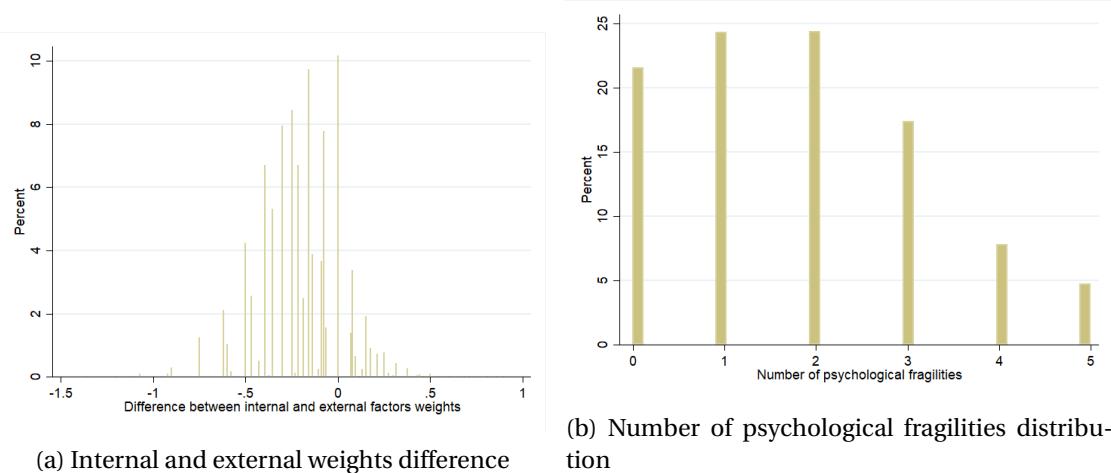
average internal score divided by the average overall score. Hence we have :

$$w^i = \frac{(s^d + s^{ef})/2}{S/6} \quad \text{and} \quad w^e = \frac{(s^n + s^f + s^c + s^{ec})/4}{S/6}$$

with $S = s^d + s^{ef} + s^n + s^f + s^c + s^{ec}$, the total sum score, where $s^d, s^{ef}, s^n, s^f, s^c, s^{ec}$ are the respective scores of diploma, personal efforts, network, family, chance and economic context². On these weights interpretation : if the weight is higher than one, it means that on average, the internal factors weight is higher than the overall score average.

As underlined in the theoretical framework, the relative weights between internal and external factors matters. Hence, a score indicating the difference between the external factors weight and the internal factors weight is used, as well as the ratio of the two weights.

FIGURE III.1 – Distribution of main variables



III.3.3 Variable of interest : psychological fragilities

To capture mental health, I use a series of questions in the same survey regarding psychological fragilities in the past seven days. The student declared whether she had problem sleeping, exhaustion feeling, was depressed, stressed, felt alone or isolated, providing five dummy variables. I use the number of psychological fragilities declared by the respondent to measure her mental health. Underlying this measure, there is the idea that mental health is a latent health status and that the more psychological fragilities, the worst the mental health. Psychological fragilities could be symptoms of depression and/or anxiety³.

2. For an analysis of the weight of one factor, for example chance weight (w^c), the expression is : $w^c = \frac{s^h}{S/6}$

3. This is corroborated by the significant correlations between psychological fragilities and declaring a mental health problems (students that are out of the main sample of analysis). The correlation coefficient is 0.312

Being stressed and exhaustion feeling appear to be the most prevalent psychological fragilities (Table III.2) and students declare on average nearly two psychological fragilities, with only one fifth declaring no psychological fragility (Figure III.1b).

TABLE III.2 – Descriptive statistics : psychological fragilities variables

Variable	N	Mean	Stdev.	Min	Max
<i>Psychological fragilities</i>					
Feels alone or isolated	31,055	.179	.383	0	1
Is stressed	31,055	.508	.5	0	1
Is depressed	31,055	.218	.413	0	1
Is feeling exhausted	31,055	.525	.499	0	1
Has sleep problems	31,055	.368	.482	0	1
Nb of psychological fragilities	31,055	1.8	1.4	0	5

III.3.4 Control variables

I exploit several covariates to capture the economic situation of the students : not living with their parents, being a foreigner (not being French), the intensity of financial difficulties and whether the student thinks she has enough money to cover her monthly needs. I also control for student's physical health with a categorical variable on the satisfaction of the general health state (ranging from 1 (not at all satisfied) to 5 (entirely satisfied)) and indicator variables on whether the student has a chronic disease, a handicap, learning disabilities or any other long term health problem. I also control for sex and age. Students' control beliefs are likely to be linked to their field of study and their current study level; therefore, I also control for these dimensions. Given that the population of interest is relatively young, it is likely that a significant part of the sample is not autonomous from their parents. I account for that while controlling for parental characteristics, and more specifically the profession of the parents. All variables are detailed in Table III.3.

Overall, the population of study is in rather good health : most of them do not have health issues (chronic disease, handicap, etc.) and approximately 64 % of them marked their satisfaction related to their health at least 4 over 5.

between declaring a mental health problem and the number of psychological fragilities. The second highest correlation to declaring a mental health problem is with declaring oneself depressed (correlation coefficient is equal to 0.284).

TABLE III.3 – Descriptive statistics : control variables

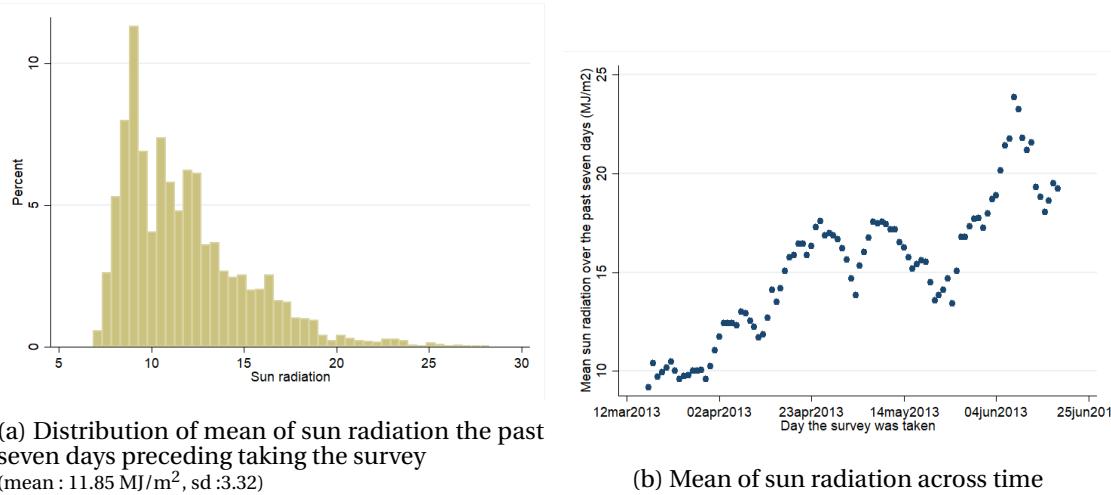
Variable	Mean	SD	Variable	N	%
Is a woman	.611	.488	<i>Financial difficulties</i>		
Not living with one's parents	.650	.477	1. No financial diff.	8,997	28.97
Is a foreigner	.054	.226	2.	6,567	21.15
Age (in years)	20.55	1.93	3.	8,968	28.88
Has a chronic disease	.036	.186	4.	4,894	15.76
Has a handicap	.033	.177	5.Very important financial diff.	1,629	5.25
Has learning disabilities	.020	.139			
Has other long term health problem	.064	.244	<i>Has enough money to cover monthly needs</i>		
			1. Disagree totally	4,266	13.74
			2.	5,197	16.73
			3.	7,216	23.24
<i>Field of study</i>					
Humanities, social science	5,650	18.19	4.	7,160	23.06
Law, economics	4,480	14.43	5. Agree totally	7,216	23.24
Sciences	3,531	11.37			
Medicine	3,658	11.78	<i>General health state satisfaction</i>		
Univ. Institute of Technology (IUT)	3,556	11.45	1. Not at all satisfied	481	1.55
Higher technician section (BTS)	2,524	8.13	2.	2,235	7.20
Preparatory classes (CPGE)	1,490	4.80	3.	7,351	23.67
Engineers	3,622	11.66	4.	13,495	43.46
Business	1,097	3.53	5. Entirely satisfied	7,493	24.13
Culture	1,447	4.66			
<i>Parents profession</i>			<i>Current study level</i>		
Farmer	724	2.33	Bachelor degree	21,682	69.82
Craftsmen, retailer and business owner	2,994	9.64	Master	8,267	26.62
Managers and intellectual prof.	10,322	33.24	PhD	793	2.55
Intermediary prof.	5,873	18.91	Other	313	1.01
Employee	4,266	13.74			
Blue-collar worker	4,512	14.53			
Retired	1,346	4.33			
No professional activity	658	2.12			
Unknown	360	1.16			

III.3.5 Instrumental variable : Sunlight

As I will develop later, endogeneity may be a concern when studying the association between control beliefs and psychological fragilities. The identification strategy relies on an instrumental variable for psychological fragilities which is the mean sun radiation in the seven days preceding students' answers to the questionnaire⁴. The rationale will be developed later but briefly I rely on a biological mechanism of vitamin D production triggered by exposure to sunlight, a vitamin which is linked negatively to depression. I matched the survey data with Gridded Agro-Meteorological Data in Europe published by the Joint Centre's AGRI4CAST Resources Portal⁵. The matching is done at a department⁶ and day level. It is based on the housing department of the students and on the day the student answered the questionnaire. The meteorological data varies geographically and in time.

The data of interest for this study are the sun radiation for one department, on a given day. It indicates the intensity of sunshine received by the meteorological station on that day (the unit is in MJ/m²). For each student, the mean sun radiation during the seven days before they answered the survey is used as the instrumental variable⁷. The distribution of the instrument is displayed in Figure III.2a. As we would expect, as the year is progressing towards the summer, sunlight is increasing (Figure III.2b).

FIGURE III.2 – Instrumental variable descriptive statistics



4. The rationale for this duration is that the question used to capture the psychological fragilities refers to the past seven days.

5. Information retrieved from <https://agri4cast.jrc.ec.europa.eu/DataPortal/Index.aspx?o=d>

6. There are 95 departments in France. In the data, there are students living in each of them.

7. For some students the start day and the end day of taking the survey are not the same. The end day is used for these students. A robustness check is run keeping only students who had the same start and end days.

III.4 Empirical strategy

III.4.1 Association between beliefs and psychological fragilities

In a first step, the association between control beliefs and psychological fragilities is described with the following model :

$$B_i = \beta PF_i + \sum_j \delta_j x_{j,i} + u_i \quad (\text{III.6})$$

In Equation III.6, B_i refers to control beliefs of individual i . The variables capturing these beliefs are either the internal factors weight, the external factors weight, the weights difference or the weights ratio. PF_i is the number of psychological fragilities, ranging from zero to five. x_j are the j variables of controls (mainly individual and parental characteristics (see Table III.3)) and u_i an error term. The sign of β gives a first indication on the relationship between control belief and psychological fragilities.

III.4.2 Identification strategy : Instrumental variable

Reverse causality and omitted variables, particularly unobserved individual heterogeneity, may bias the estimate of psychological fragilities on control beliefs. I develop an instrumental variable identification strategy to account for the possible bias. The following model is estimated :

$$\begin{cases} PF_i &= \gamma SUN_{dep_i} + \sum_j \lambda_j x_{j,i} + \mu_i \\ B_i &= \beta PF_i + \sum_j \delta_j x_{j,i} + u_i \end{cases} \quad (\text{III.7})$$

where SUN_{l,dep_i} is the mean of sun radiation in the seven days before the day the student i living in department dep_i filled in the questionnaire. The validity of the instrument depends on whether the mean of sun radiation days satisfies the relevance and exclusion conditions.

The relevance condition states that the instrument must be correlated to the endogenous variable. We need sunlight to have a significant effect on the number of psychological fragilities and we expect it to be negative. The instrument rationale relies on the fact individuals less exposed to sunlight suffer from a vitamin D deficiency which has been shown to be linked to mental health disorders, such as depression (Anglin et al., 2013; Humble, 2010). Vitamin D production is triggered by exposure to sunlight. The amount of vitamin D following exposure to sunlight depends on season, time of day, latitude, altitude, air pollution, skin pigmentation, sunscreen use, passing through glass and plastic, and aging (Wacker and Holick, 2013). Here I am not able to control for the amount of vitamin D produced by the individual but I

rely on this mechanism to explain a significant association between sunlight and the number of psychological fragilities. The relevance condition is assessed with the F statistic of the first stage. Given its magnitude, it is high enough to dismiss the instrument weakness (Column 1, Table III.4). The significance of the coefficient of the instrument variable is robust to the introduction of covariates and departmental fixed effects. Moreover, the sign of the coefficient is negative, as expected (Table III.4). The reduced form regressions confirm the instrument validity (Table III.5).

TABLE III.4 – Instrument relevance check

	(1)	(2)	(3)
Number of psychological fragilities			
OLS - First stage			
Mean sunlight	-0.0162*** (0.0039)	-0.0134*** (0.0029)	-0.0153*** (0.0026)
Covariates	NO	YES	YES
Dep. FE	NO	NO	YES
N	31,055	31,055	31,055
R ²	0.0015	0.1811	0.1863
F-stat	17.37	529.6	

Notes : Standard errors clustered at the department level are reported in parentheses. A */**/*** indicates significance at the 10/5/1% levels.

The covariates included in the models are : is a woman, age, not living with one's parents, is a foreigner, field of study, current study level, financial difficulties, has enough money to cover monthly needs, parent's profession, general health state satisfaction, has a chronic disease, has a handicap, has learning disabilities, has other long term health problem.

The exclusion condition states that the instrument must not be correlated with the residuals u_i . This assumption is satisfied if there is no effect of mean sun radiation on control beliefs except through the number of psychological fragilities. As the rationale for the instrument is a biological pathway that impacts the mood, a threat to the exclusion condition would exist if vitamin D had a direct impact on the perceived importance of factors to success in life, factors which are not associated with weather in our data.⁸

8. The association between control beliefs and weather is investigated using the data on rainfall on the past seven days. The coefficient is not significant. Results available upon request.

TABLE III.5 – Reduced form regressions

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Internal weight OLS	External weight OLS	Weights difference OLS	Weights ratio OLS
Mean sunlight	-0.0008*** (0.0003)	0.0004*** (0.0001)	0.0012*** (0.0004)	0.0009*** (0.0003)
Covariates	YES	YES	YES	YES
Dep. FE	YES	YES	YES	YES
N	31,055	31,055	31,055	31,055
R ²	0.0454	0.0454	0.0454	0.0435

Notes : Standard errors clustered at the department level are reported in parentheses. A */**/*** indicates significance at the 10/5/1% levels.

The covariates included in the models are : is a woman, age, not living with one's parents, is a foreigner, field of study, current study level, financial difficulties, has enough money to cover monthly needs, parent's profession, general health state satisfaction, has a chronic disease, has a handicap, has learning disabilities, has other long term health problem.

Previous work studied the effect of weather shocks on measures of control beliefs. In Shoji (2020) and Krutikova and Lilleør (2015), rainfall shortage during in utero and childhood has an effect on adult's locus of control. The mechanisms displayed in these papers is through a human capital accumulation and wealth channel, as rainfall shortage decreases agricultural income. Thus, the results are verified only in non-OECD countries. The effects of rainfall shortage are on the long run and do not rely on the weather of the past seven days, like it is the case in this paper. Therefore, I do not expect these results to apply in the current setting where I study France and use short term consequences of weather variations. Moreover, the weather variable used here is a mean and not a shock, as exposition to sunlight is enough to trigger vitamin D production.

For this identification strategy to be valid, the assumption that the mean sun radiation is not linked to unobserved individual characteristics must be satisfied. This may be the case if students choose their housing region (and for most of them their study region) solely because of sunshine. One may think that even if this is the case for some of the students, the main driver of the decision of housing location are educational opportunities and not sunlight.

This can be controlled for by introducing departmental fixed effects in the models.

III.5 Results : association of control beliefs with psychological fragilities

III.5.1 Main Results

The association between the number of psychological fragilities and internal factors weight is negative (Column 1, Table III.6) and robust when controlling for department fixed effects (Column 2, Table III.6)⁹. On the contrary, the association between the number of psychological fragilities and external factors weight is positive and robust when controlling for department fixed effects (Columns 5 and 6, Table III.6). The OLS estimates of the weights difference and the weights ratio are consistent with these results, as the coefficient of the number of psychological fragilities variable is positive (Columns 5 and 6, Table III.7). It means that either the external factors weight increases or the internal factors weight decreases.

TABLE III.6 – Association between internal and external weights and psychological fragilities

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Internal weight (w^i)				External weight (w^e)			
	OLS		2SLS		OLS		2SLS	
Nb psycho. fragilities	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	0.063** (0.026)	0.054*** (0.019)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	-0.031** (0.013)	-0.027*** (0.009)
Covariates	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Dep. FE	NO	YES	NO	YES	NO	YES	NO	YES
N	31,055	31,055	31,055	31,055	31,055	31,055	31,055	31,055
R ²	0.042	0.046	.	.	0.042	0.046	.	.

Notes : Standard errors clustered at the department level are reported in parentheses. A */**/*** indicates significance at the 10/5/1% levels.

The covariates included in the models are : is a woman, age, not living with one's parents, is a foreigner, field of study, current study level, financial difficulties, has enough money to cover monthly needs, parent's profession, general health state satisfaction, has a chronic disease, has a handicap, has learning disabilities, has other long term health problem.

9. The detailed regressions results are in appendix (Tables III.A.1 & III.A.2).

The two stage least squares specifications show reversed results : an increase in the number of psychological fragilities increases the internal factors weight (Column 3 and 4, Table III.6) and decreases the external factors weight (Column 7 and 8, Table III.6). If the number of psychological fragilities of one individual increases by one unit, internal weight increases by 0.054. As the mean of internal weight is 1.13, this corresponds to an increase of 4.8 % in internal weight. For external weight, the variation of -0.027 corresponds to a decrease of 3 % (the mean of external weight is 0.934). For the weights difference and the weights ratio, this corresponds respectively to a decrease of 40 % and 7 % (the respective means are -0.198 and 0.847). These effects are confirmed by the negative effect of psychological fragilities on the weights difference and the weights ratio. The relative importance of external factors weight decreases when the number of psychological fragilities increases. This sign reversal could be explained by unobserved individual heterogeneity. The increase in the magnitude of the coefficients is due to the fact that the coefficients of mean sun radiation on the outcome is small and below one, hence the denominator of the Wald estimator is small. This leads to rather imprecise estimates in the 2SLS specifications compared to the OLS ones.

TABLE III.7 – Association between external and internal weights difference and ratio and psychological fragilities

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Weights difference ($w^e - w^i$)				Weights ratio (w^e / w^i)			
	OLS		2SLS		OLS		2SLS	
Nb psycho. fragilities	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	-0.094** (0.039)	-0.080*** (0.028)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	-0.070** (0.031)	-0.060*** (0.023)
Covariates	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Dep. FE	NO	YES	NO	YES	NO	YES	NO	YES
N	31,055	31,055	31,055	31,055	31,055	31,055	31,055	31,055
R ²	0.042	0.046	.	.	0.040	0.044	.	.

Notes : Standard errors clustered at the department level are reported in parentheses. A */**/*** indicates significance at the 10/5/1% levels.

The covariates included in the models are : is a woman, age, not living with one's parents, is a foreigner, field of study, current study level, financial difficulties, has enough money to cover monthly needs, parent's profession, general health state satisfaction, has a chronic disease, has a handicap, has learning disabilities, has other long term health problem.

The detailed regressions in appendix (Tables III.A.1 & III.A.2) show some interesting associations between control variables and control beliefs. More financial difficulties are correlated with a lower internal weight and a higher external weight. This suggests that more constraints are associated with lower control beliefs. Parents profession, that can be interpreted as circumstances are also associated with control beliefs. Having parents that are retired is negatively associated with the internal weight and positively with the external weight, compared to having parents that are farmers. This may capture constraints linked to parents' wealth. Interestingly, having parents that are craftsmen, managers or intermediary professions is associated negatively with the internal weight and positively with the external weight and this association only appears in 2SLS specifications. This may be due to a greater reliance on family and less on personal efforts when one knows that parents have a wealthy and stable position.

III.5.2 Robustness checks

I check whether the results are robust to changes in the definition of the outcome variables. The classification of the network factor as external might be questioned as one could argue that students can develop their network and chose to use it (or not). To some extent it might be considered an internal factor rather than an external one. When considering network as an internal factor, results are globally similar. The coefficients are smaller for the regressions relative to the internal weight but larger for those relative to the external weight and this is reflected by the coefficients' size for the weights difference and ratio. Overall the results are qualitatively the same, the categorization of network does not appear to drive the results¹⁰.

The results are also tested at the extensive margin of psychological fragilities with a dummy variable of having at least one psychological fragilities. The instrument validity is confirmed as the F-stat of the first stage is 36.5 and the coefficient of the instrumental variable is significant. The association between this variable and the control beliefs outcomes is not significant in OLS specifications. However, the results in 2SLS specifications match the main ones in terms of sign and are significant.

I also run several robustness checks to verify whether the results are sensitive to the selected work sample. I include in the sample students that declare a mental health problem, as well as students aged 25 or more. The instrument is still valid and the results are qualitatively identical.

10. The robustness checks are not shown but are available upon request.

As mentioned in the description of the data, for some students the start and end days of taking the survey are not the same. For the meteorological data matching, the choice made was to use the end day for everyone. This introduces a lack of precision for the students with different start and end days as the past seven days referred to in the psychological fragilities questions may differ from the days where meteorological data are selected. To test if this is a concern, I restrict the sample to students having the same start and end days (25,787 students). The instrument is still valid and the results are qualitatively the same. One could also have a concern that students chose to answer the questionnaire depending on the sunshine on that day. This would threaten the identification strategy as the instrument could be correlated to students' unobserved characteristics. To check whether this is an issue, I test whether the results are robust to keeping only students who answered the first two days (18th and 19th of March) and the days were a reminder was issued ¹¹. For these days, the student answered because of an exogenous shock which was not linked to the sunshine. This reassures that sunshine is not correlated to students' individual characteristics in this case. This analyses is run on a restricted sample of 10,905 observations. The instrument is still valid and even more relevant (F-stat of first stage is 29.6) and the coefficients of the instrument are significant in the reduced form regressions. The results are qualitatively the same, with an association in OLS of the same magnitude and a slightly reduced 2SLS coefficients which remain significant. Overall, the results appear to be robust.

III.5.3 Heterogeneous results

I explore how the effect of psychological fragilities differs along several dimensions such as sex, social background, optimism, integration and previous school experience. While gender and social background are relevant to study gender and social inequalities, optimism and feeling of integration are proxy for coping mechanisms. As previous school experience shapes individuals' expectations by potentially confronting them to academic difficulties, it can cause psychological fragilities.

Figure III.3 displays the coefficients of the number of psychological fragilities for the previous result (Figures III.3a and III.3b), to be used as benchmark to compare the coefficients when decomposing by groups. One cannot conclude to any gender differences as the coefficients do not appear to be significantly different(Figures III.3c and III.3d).

Social background is proxied through the education level of the parents distinguished in three categories : parents with an education level less than the *baccalauréat*, that is to say who did not graduate from high school (40.8 %) ; parents with either a *baccalauréat* or a vocational

11. Reminders were sent the 27th of March, 9th of April, 30th of April, 14th of May and 13th of June.

training after *baccalauréat* (25.5 %) and parents with a degree from university (33.7 %). From the OLS results, one cannot distinguish differences between these categories of students (Figure III.3e). From 2SLS results, results seem to be driven by the two highest educated categories (Figure III.3f). But one need to be cautious in interpreting these results as the instrument is weak for the categories less than the *baccalauréat* (F-stat : 3.9) and university degree (F-stat 8.7).

Students who expect to have a better life than their parents' are defined to be optimistic and represent 35 % of the sample. Figure III.4a shows that the results are driven by those who do not expect a better life than their parents. This suggests that an optimistic view of life could mediate the effect of psychological fragilities on control beliefs. This is less clear when looking at the 2SLS results (Figure III.4b), but the instrument is weak for those who expect a better life than their parents.

Feeling of integration among classmates provides information on the social capital of the students and on available support in case of psychological fragilities. 67.6 % of students declare that they feel integrated among their classmates. From the OLS results (Figure III.4c), it seems that feeling integrated mitigates the association between psychological fragilities and control beliefs. However, this is the reverse when taking into account endogeneity (Figure III.4d). Note here that for the two groups the instrument is not weak (F-stat : 16.3 and 22.1 respectively for feeling integrated and not feeling integrated).

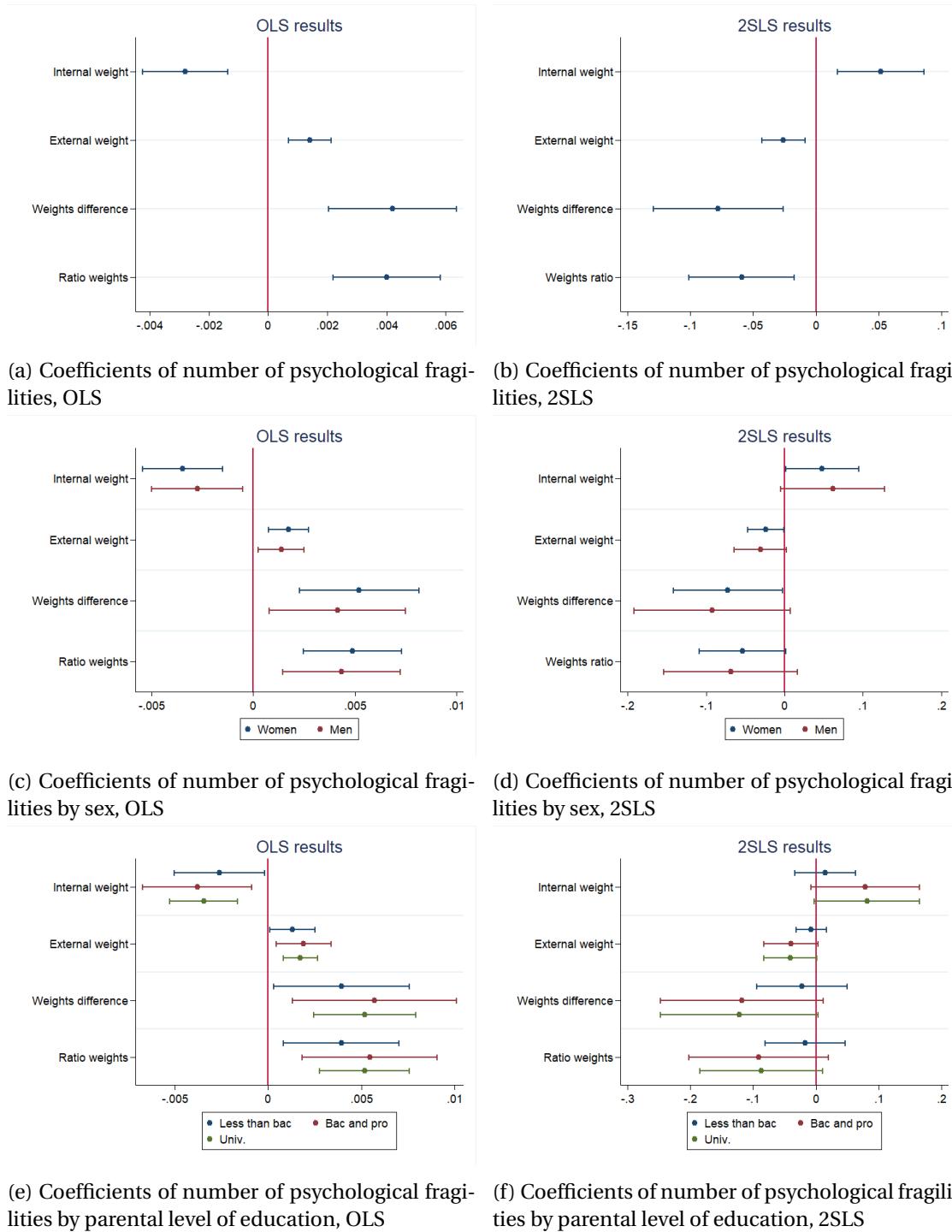
Finally previous school experience is measured through past school success, more precisely whether the student obtained high honours when she graduated from high school¹². In the sample, 32.8 % of the students obtained it with high honours. The OLS results do not show difference between the two types of students (Figure III.4e) but from the 2SLS regressions, the results appear to be driven by those who did not graduate from high school with honours. This could indicate that they have less resources to deal with psychological fragilities due to their past school experience while on the contrary the more optimistic and integrated ones have these resources and this mitigates the effect of psychological fragilities on control beliefs.

III.5.4 Psychological fragilities association with each factors weight

Here I explore what are the detailed effects of psychological fragilities on each factor weight. Figure III.5 displays the coefficients of number of psychological fragilities for OLS and 2SLS regressions, with the dependent variable displayed at the beginning of each line on the left.

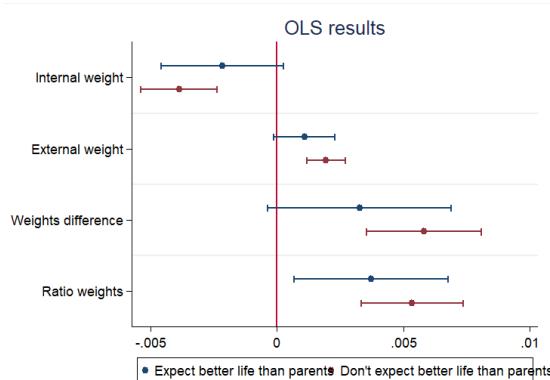
12. For the *baccalauréat* there are several level of honours : average, good and very good. Here high honours means the student obtained the honours good or very good.

FIGURE III.3 – Association between weights score and psychological fragilities, heterogenous results

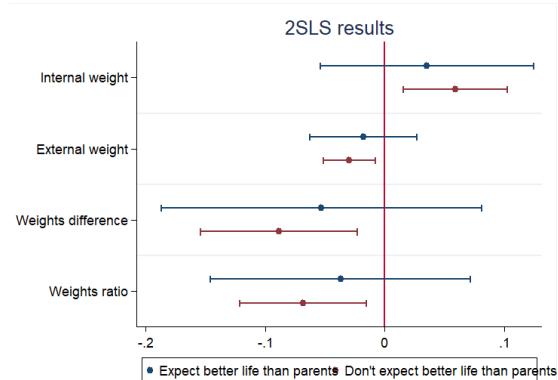


The dependent variables are on the left and the points indicate the coefficients of the number of psychological fragilities with a 95 % confidence interval. The specifications control for is a woman, age, not living with one's parents, is a foreigner, field of study, current study level, financial difficulties, has enough money to cover monthly needs, parent's profession, general health state satisfaction, has a chronic disease, has a handicap, has learning disabilities, has other long term health problem and departments fixed effects.

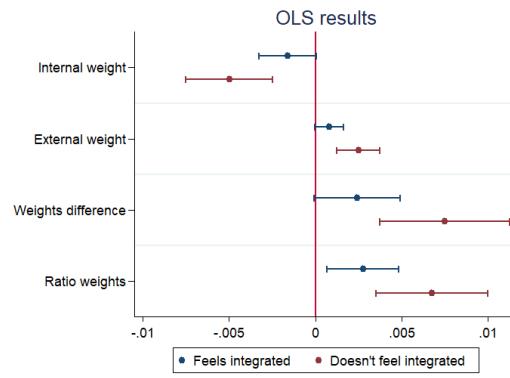
FIGURE III.4 – Association between weights score and psychological fragilities, heterogenous results



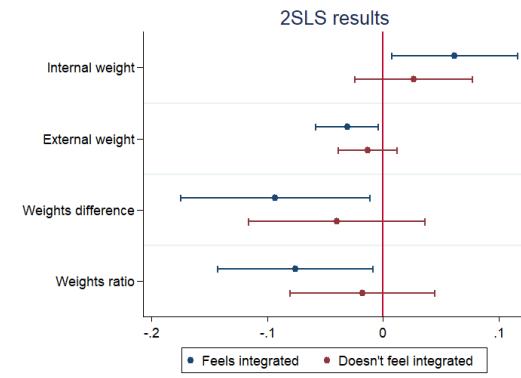
(a) Coefficients of number of psychological fragilities by optimism, OLS



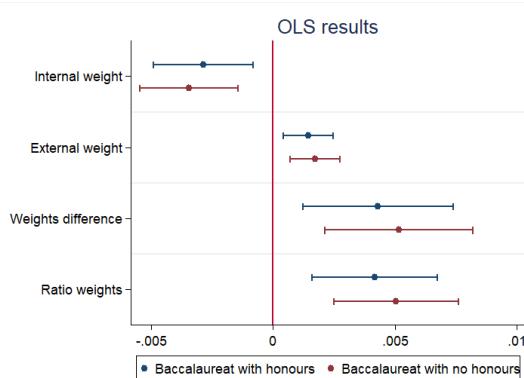
(b) Coefficients of number of psychological fragilities by optimism, 2SLS



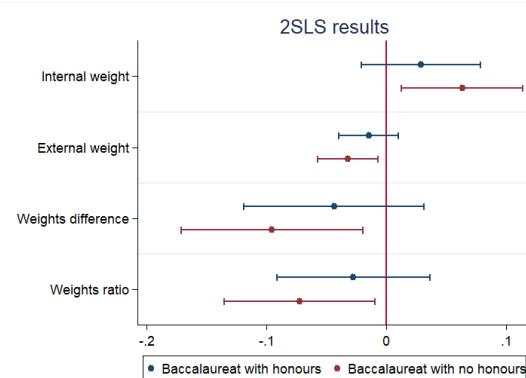
(c) Coefficients of number of psychological fragilities by feeling of integration, OLS



(d) Coefficients of number of psychological fragilities by feeling of integration, 2SLS



(e) Coefficients of number of psychological fragilities by past school experience, OLS



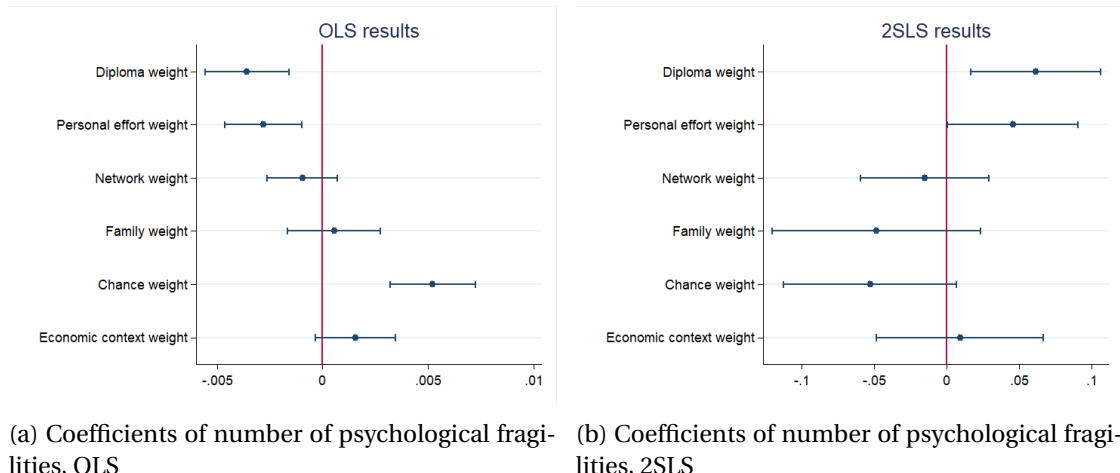
(f) Coefficients of number of psychological fragilities by past school experience, 2SLS

The dependent variables are on the left and the points indicates the coefficients of the number of psychological fragilities with a 95 % confidence interval. The specifications control for is a woman, age, not living with one's parents, is a foreigner, field of study, current study level, financial difficulties, has enough money to cover monthly needs, parent's profession, general health state satisfaction, has a chronic disease, has a handicap, has learning disabilities, has other long term health problem and departments fixed effects.

In the OLS regressions, the results observed for the internal weight are confirmed for both diploma weight and personal effort weight. The results for the external weight seem to be due to the association of the number of psychological fragilities with the chance weight, the association of the other factors not being significant.

Taking into account the endogeneity of psychological fragilities, this is coherent with the OLS results : only the effect on diploma weight, personal effort weight and chance weight are significant (at 1 % for diploma weight, at 5 % for personal effort weight, at 10 % for chance weight). But one must be cautious in interpreting the results for the other factors weights as the coefficient of the variable of the number of psychological fragilities is not significant in the reduced form regressions.

FIGURE III.5 – Association between detailed factors weight and psychological fragilities



The dependent variables are on the left and the points indicates the coefficients of the number of psychological fragilities with a 95 % confidence interval. The specifications control for is a woman, age, not living with one's parents, is a foreigner, field of study, current study level, financial difficulties, has enough money to cover monthly needs, parent's profession, general health state satisfaction, has a chronic disease, has a handicap, has learning disabilities, has other long term health problem and departments fixed effects.

III.5.5 Detailed psychological fragilities association with control beliefs

In this section I explore the association between each psychological fragilities and control beliefs. First, one needs to check the validity of the instrument for all psychological fragilities. From Table III.8, it appears that the instrument is relevant only for feeling exhausted. This implies that the effect uncovered previously may only be driven by one psychological fragility. Table III.9 summarizes the coefficients of each psychological fragility for each outcome in the two specifications tested. Each cell refers to a model. The variable at the top of the column indicates the dependent variable. The main variable of interest for which the coefficient is reported is at the beginning of the line. For each main variable of interest, two models are run :

one ordinary least square regression and one where the main variable of interest is instrumented using the strategy developed previously. The result of a negative association between internal weight and psychological fragilities is verified for exhausted, depressed and isolated. When controlling for endogeneity, one verifies that the results hold for exhausted. They also hold for depressed and isolated but given the F-statistic of the first stage, one should be cautious in interpreting this as comforting the results.

TABLE III.8 – Instrument relevance check for each psychological fragilities

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	sleep pb.	exhausted	depressed	stressed	isolated
Mean sunlight	-0.0029*** (0.0009)	-0.0088*** (0.0010)	-0.0023*** (0.0008)	0.0003 (0.0009)	-0.0016** (0.0008)
Covariates	YES	YES	YES	YES	YES
Dep. FE	YES	YES	YES	YES	YES
N	31,055	31,055	31,055	31,055	31,055
R ²	0.0816	0.1009	0.0796	0.0948	0.0535
F-stat	6.4	58.6	4.6	1.5	1.8

Notes : Standard errors clustered at the department level are reported in parentheses. A */**/*** indicates significance at the 10/5/1% levels.

The covariates included in the models are : is a woman, age, not living with one's parents, is a foreigner, field of study, current study level, financial difficulties, has enough money to cover monthly needs, parent's profession, general health state satisfaction, has a chronic disease, has a handicap, has learning disabilities, has other long term health problem.

III.6 Correlation of control beliefs with students efforts

Knowing how internal and external weights impact students outcomes, such as their efforts, would give some perspective on the change induced by psychological fragilities on control beliefs. To offer some input on this, I explore to which extent control beliefs are associated with students' efforts. Students' efforts are approximated by the number of hours in the last week spent studying and more precisely doing personal work (reading, learning,

TABLE III.9 – Detailed results of association between control beliefs and psychological fragilities

Main variable of interest	Outcome				
	Internal weight	External weight	Weights difference	Ratio weights	
Sleep pb.	OLS 2SLS	-0.0012 0.2873**	0.0006 -0.1437**	0.0017 -0.4310**	0.0023 -0.3230**
	OLS 2SLS	-0.0025* 0.0933***	0.0013* -0.0467***	0.0038* -0.1400***	0.0039* -0.1049***
Exhausted	OLS 2SLS	-0.0157*** 0.3551**	0.0078*** -0.1776**	0.0235*** -0.5327**	0.0216*** -0.3993**
	OLS 2SLS	-0.0008 -3.0360	0.0004 1.5180	0.0012 4.5540	0.0017 3.4131
Depressed	OLS 2SLS	-0.0119*** 0.5129*	0.0060*** -0.2565*	0.0179*** -0.7694*	0.0171*** -0.5766
	OLS 2SLS	-3.0360	1.5180	4.5540	3.4131
Stressed	OLS 2SLS	-0.0119*** 0.5129*	0.0060*** -0.2565*	0.0179*** -0.7694*	0.0171*** -0.5766
	OLS 2SLS	-0.0119*** 0.5129*	0.0060*** -0.2565*	0.0179*** -0.7694*	0.0171*** -0.5766

Notes : Each cell is the coefficient of the main variable of interest reported at the beginning of the line. The coefficient is drawn from a regression for which the outcome is at the top of the column. Standard errors are clustered at the department level. A */**/** indicates significance at the 10/5/1% levels.

The 2SLS coefficients are reported for all variables but the method is only valid for exhausted. The other 2SLS coefficients should be interpreted with caution.

The covariates included in the models are : is a woman, age, not living with one's parents, is a foreigner, field of study, current study level, financial difficulties, has enough money to cover monthly needs, parent's profession, general health state satisfaction, has a chronic disease, has a handicap, has learning disabilities, has other long term health problem.

homework, projects due, etc.)¹³. On average students spent 14.7 hours working. Due to some missing observations for this variable, the work sample is now 29,056 observations. The association between worked hours and control beliefs is examined using ordinary least square regressions. I consider the number of hours spent on personal work during the past week as the outcome and the control beliefs indicators are successively introduced as independent variables. Control beliefs indicators are introduced in log to interpret the coefficients as an increase in percentage. From the first two columns of Table III.10, the association between students efforts and internal weight is positive : an increase of 1 % in the internal weight is associated with almost 6 hours of additional work. This sign is in line with the theoretical mechanisms : efforts increase with perceived marginal return of efforts. The association between students efforts and external weight is also coherent : an increase of 1 % in the perceived marginal return of external factors is associated with a decrease in worked hours of 10 hours (Columns 3 and 4, Table III.10). The magnitude of the association between external weight and students efforts is larger than the one with internal weight. This explains the negative

13. The students are asked how many hours they spent on personal work in the past week from monday to friday, and in the week-end. These two amounts are sum to obtain the total number of hours spent on personal work during the past week.

sign of the coefficient of the log weights ratio. If the weights ratio increases by 1 %, it means the external weight matters more, which is associated negatively with students' efforts.

TABLE III.10 – Association between control beliefs and students efforts

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Number of hours worked in a week						
OLS						
Log internal weight	8.99*** (0.837)	5.84*** (0.550)				
Log external weight			-15.28*** (1.396)	-9.76*** (0.927)		
Log weights ratio					-5.71** (0.527)	-3.69*** (0.347)
Covariates	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Dep. FE	NO	YES	NO	YES	NO	YES
N	29,056	29,056	29,056	29,056	29,056	29,056
R ²	0.01	0.23	0.01	0.23	0.01	0.23

Notes : Standard errors clustered at the department level are reported in parentheses. A */**/*** indicates significance at the 10/5/1% levels.

The covariates included in the models are : is a woman, age, not living with one's parents, is a foreigner, field of study, current study level, financial difficulties, has enough money to cover monthly needs, parent's profession, general health state satisfaction, has a chronic disease, has a handicap, has learning disabilities, has other long term health problem.

These associations suggest that the change of 4.8 % and 3 % induced by psychological fragilities respectively on internal and external weights may have significant effect on students efforts through the control beliefs channel. We explore whether this channel is relevant by adding the number of psychological fragilities to the set of independent variables to explain the number of hours worked in a week. Given that the number of psychological fragilities is likely to be endogenous (one may suspect reverse causality : students develop psychological fragilities because they work a lot), I attempt to control for it by implementing the instrumental variable strategy developed before, *i.e.* sunshine is used as the instrumental variable of the number of psychological fragilities. Now the outcome is the number of hours worked

per week while control beliefs become a covariate in the regression. The number of psychological fragilities is still the endogenous variable. The reduced form regressions confirm the instrument validity. One may question the exclusion restriction in this case : students may decide to work less in case of good weather because they prefer to allocate their time to leisure activities. But even if the students allocate more of their time to leisure activities, their workload is not subject to change due to weather conditions, thus they still need to work the same amount of time. For the strategy to be valid, worked hours should not be directly impacted by the weather¹⁴.

Considering OLS regressions, the association between the number of hours worked and the number of psychological fragilities is positive (Columns 1 to 4, Table III.11). This result may appear counterintuitive and suggests a mechanism of reverse causality. The coefficients of control beliefs are not significantly different from the previous specifications and are larger than the one of the psychological fragilities¹⁵. This underlines the importance of the role of control beliefs in students' efforts. But there is no evidence supporting the fact that the number of psychological fragilities has an effect on students' efforts through control beliefs.

When controlling for endogeneity, the sign of the coefficient of the number of psychological fragilities becomes negative. An increase in the number of psychological fragilities decreases the number of hours worked in a week. This may be explained by a decrease in productivity and/or motivation. The coefficients of control beliefs are not significant anymore : the association seems entirely captured by the number of psychological fragilities. This suggests that there is no indirect effect of psychological fragilities on efforts through control beliefs. The proposed mechanisms that psychological fragilities have an effect on efforts through control beliefs does not seem to be verified. Therefore, the increase in internal control beliefs due to more psychological fragilities may have no effect on the students' efforts. These results suggest that rather than having an effect on the expected marginal return of efforts, psychological fragilities could make students revise their success objective. A decrease in the amount of success that students want to reach, due to psychological fragilities, would explain why students decrease their number of hours worked. It could also be due to a higher cost of effort. One could suppose that psychological fragilities increase the cost linked to effort, due for example to more difficulties to concentrate.

14. This is confirmed by the fact that we find no association between rainfall in the past seven days and the number of hours worked in a week. Results available upon request.

15. One could be worried of a multicollinearity problem while introducing both control beliefs and the number of psychological fragilities. The fact that the coefficient of the number in psychological fragilities does not change between Column 1 and 2 to 4 alleviates this concern.

TABLE III.11 – Association between control beliefs and students efforts

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Number of hours worked in a week							
	OLS							
Internal weight		6.27*** (0.532)				1.29 (1.706)		
External weight			-10.33*** (0.898)				-3.64 (2.584)	
Weights ratio				-3.94*** (0.336)				-1.03 (1.035)
Nb psycho. fragilities	1.32*** (0.076)	1.34*** (0.076)	1.34*** (0.076)	1.34*** (0.076)	-14.27*** (3.463)	-14.32*** (3.415)	-14.37*** (3.427)	-14.34*** (3.419)
Covariates	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Dep. FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	29,056	29,056	29,056	29,056	29,056	29,056	29,056	29,056
R ²	0.24	0.25	0.25	0.25

Notes : Standard errors clustered at the department level are reported in parentheses. A */**/*** indicates significance at the 10/5/1% levels.

The covariates included in the models are : is a woman, age, not living with one's parents, is a foreigner, field of study, current study level, financial difficulties, has enough money to cover monthly needs, parent's profession, general health state satisfaction, has a chronic disease, has a handicap, has learning disabilities, has other long term health problem.

III.7 Discussion and conclusion

This work is the first to my knowledge to study the association between mental health issues and students' control beliefs. Using a cross-section survey, I developed an instrumental variable strategy based on sunlight as instrument for psychological fragilities. The results indicate that having more psychological fragilities has a positive effect on the internal factors weight and a negative one on the external factors weight, leading to a negative effect on the relative difference between these two weights. The mental health state captured here does not allow to characterize people as being depressed; rather, these psychological fragilities may be symptoms of a depressive state. A parallel can be drawn between these results and those of the psychological literature regarding control beliefs of depressed individuals. The result in this paper that control beliefs increase due to an increase in psychological fragilities is in line with psychological literature results that depressed individuals blame themselves more, as if they had control over everything. Anxiety and depression may increase the feeling that everything should be into one's control, even when it is not. The results are robust to

checks relative to the work sample and modifications in the outcome variables. The exploration of heterogeneity suggests that feeling integrated and having previous school success mitigate the effect of psychological fragilities on control beliefs. This may help target the students most at risk of psychological distress. The results hold partially when looking in the details of the factors weights but also in the details of psychological fragilities. One must underline here that the idea of regrouping factors weights is to capture individual orientation in general. The objective is not to explain precisely each of the factor weights, which is also the case for the mental health variable.

I find a large and significant association of control beliefs with students' efforts. However, the effect of psychological fragilities on control beliefs does not seem to translate into an effect on the number of hours worked in a week. It is also interesting to note that an increase in the number of psychological fragilities has a negative impact on the number of hours worked in a week. This impact is quite large (-14.3 hours), especially in comparison to the average of hours worked in the past week (14.7 hours). One should be extremely cautious in the interpretation of these results as the instrumental variable strategy is not without limits. The results presented here are only suggestive to explore some of the mechanisms at play.

This work helps us understand how psychological fragilities may impact personal investment. The explanation provided by this article relies on the effect of psychological fragilities on the beliefs regarding external and internal factors impact on success. From the simple theoretical model, it is straightforward that an increase in the internal factors weight is going to lead to increase in personal investment, but it does not account for the fact that success could be fixed and thus this topic requires further research.

The explanatory power of the models seems limited as the R^2 are quite small but the point here is to uncover a mechanism rather than explaining individual's level of control beliefs. Moreover, these small R^2 are in line with works modeling locus of control through OLS and without individual fixed effects (Cobb-Clark and Schurer, 2013; Marsaudon, 2019). The results uncovered here could be seen as counterintuitive in the light of the locus of control literature. In this literature, a higher internal locus of control has been consistently associated with positive outcomes (higher wages (Cebi, 2007; Groves, 2005), engaging in healthy behaviors (Cobb-Clark et al., 2014)). Here a higher number of psychological fragilities leads to an increase of internal control beliefs, which in the light of this literature could be interpreted as positive. The expected marginal return of efforts is perceived to be higher by those with psychological fragilities but it does not mean that they will engage in more effort. This idea seems to be confirmed by the results looking at the association between psychological fragilities and efforts. In general, we should nuance our interpretations and do not consider the expected

marginal return of efforts as always positive. Actually, in the psychological literature, higher well-being appears to be associated with a balanced locus of control, that is to say neither too much internal nor too much external (April et al., 2012). The results uncovered here appear in line with this view.

The present paper is also relevant in light of equality of opportunity theory where a distinction is done between fair inequalities resulting of efforts (in individual's control) and unfair ones resulting of circumstances (beyond individual's control). We could question the fairness of inequalities caused by differences in personal efforts, since psychological fragilities change individuals' control beliefs and therefore their capacity to provide an effort.

As control beliefs have been shown to be linked to several economic outcomes (wages, academic achievement...), these results provide an explanation of how mental health may impact these outcomes. Further inquiry is needed on the role of mental health on decision making and behaviors. In the present case where the population studied is students, it is particularly relevant for education achievement. It emphasizes the fact that we need to address mental health issues in student populations if we want them to reach their full potential in terms of academic success.

Bibliography

- Abramson, L. Y., Seligman, M. E., and Teasdale, J. D. (1978). Learned helplessness in humans : Critique and reformulation. *Journal of abnormal psychology*, 87(1) :49. [140](#)
- Anglin, R. E. S., Samaan, Z., Walter, S. D., and McDonald, S. D. (2013). Vitamin D deficiency and depression in adults : systematic review and meta-analysis. *British Journal of Psychiatry*, 202(2) :100–107. [147](#)
- April, K. A., Dharani, B., and Peters, K. (2012). Impact of locus of control expectancy on level of well-being. *Rev. Eur. Stud.*, 4 :124. [164](#)
- Barón, J. D. and Cobb-Clark, D. A. (2010). Are young people's educational outcomes linked to their sense of control? Available at SSRN : <https://ssrn.com/abstract=1594792>. [136](#)
- Beck, A. T. and Alford, B. A. (2009). *Depression : Causes and treatment*. University of Pennsylvania Press. [140](#)
- Belghith, F., Beswick, C., Bohet, A., Morvan, Y., Régnier-Loilier, A., Rosenbacher-Berlemont, M., Tenret, E., and Verley, E. (2018). Repères sur la santé des étudiants. Technical report, Observatoire national de la Vie Etudiante. [136](#)
- Brunori, P. (2017). The Perception of Inequality of Opportunity in Europe. *Review of Income and Wealth*, 63(3) :464–491. [138](#)
- Castillo, L. G. and Schwartz, S. J. (2013). Introduction to the Special Issue on College Student Mental Health. *Journal of Clinical Psychology*, 69(4) :291–297. [136](#)
- Cebi, M. (2007). Locus of control and human capital investment revisited. *Journal of Human Resources*, 42(4) :919–932. [136, 163](#)
- Cobb-Clark, D. A., Dahmann, S. C., and Kettlewell, N. (2020). Depression, Risk Preferences and Risk-taking Behavior. *Journal of Human Resources*. [140](#)
- Cobb-Clark, D. A., Kassenboehmer, S. C., and Schurer, S. (2014). Healthy habits : The connection between diet, exercise, and locus of control. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 98 :1–28. [136, 163](#)
- Cobb-Clark, D. A., Kassenboehmer, S. C., and Sining, M. G. (2016). Locus of control and savings. *Journal of Banking & Finance*, 73 :113–130. [136](#)

- Cobb-Clark, D. A. and Schurer, S. (2013). Two Economists' Musings on the Stability of Locus of Control. *The Economic Journal*, 123(570) :F358–F400. [136, 163](#)
- Coleman, M. and DeLeire, T. (2003). An Economic Model of Locus of Control and the Human Capital Investment Decision. *The Journal of Human Resources*, 38(3) :701–721. [136](#)
- Cornaglia, F., Crivellaro, E., and McNally, S. (2015). Mental health and education decisions. *Labour Economics*, 33 :1–12. [137](#)
- Eisenberg, D., Golberstein, E., and Hunt, J. B. (2009). Mental health and academic success in college. *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 9(1). [137](#)
- Elkins, R. K., Kassenboehmer, S. C., and Schurer, S. (2017). The stability of personality traits in adolescence and young adulthood. *Journal of Economic Psychology*, 60 :37–52. [136](#)
- Evans, T. M., Bira, L., Gastelum, J. B., Weiss, L. T., and Vanderford, N. L. (2018). Evidence for a mental health crisis in graduate education. *Nature Biotechnology*, 36 :282. [136](#)
- Feinstein, L. (2000). *The relative economic importance of academic, psychological and behavioural attributes developed on childhood*. Number 443. Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science. [136](#)
- Flouri, E. (2006). Parental interest in children's education, children's self-esteem and locus of control, and later educational attainment : Twenty-six year follow-up of the 1970 British Birth Cohort. *British journal of Educational psychology*, 76(1) :41–55. [136](#)
- Groves, M. O. (2005). How important is your personality? Labor market returns to personality for women in the US and UK. *Journal of Economic Psychology*, 26(6) :827–841. [136, 163](#)
- Heckman, J. J., Stixrud, J., and Urzua, S. (2006). The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior. *Journal of Labor Economics*, 24(3) :411–482. [136](#)
- Humble, M. B. (2010). Vitamin D, light and mental health. *Journal of Photochemistry and Photobiology B : Biology*, 101(2) :142–149. [147](#)
- Jaik, K. and Wolter, S. C. (2016). Lost in transition : The influence of locus of control on delaying educational decisions. *IZA Discussion Paper No. 10191, Available at SSRN* : <https://ssrn.com/abstract=2840135>. [136](#)

- Krutikova, S. and Lilleør, H. B. (2015). Fetal Origins of Personality : Effects of early life circumstances on adult personality traits. *No 2015-03, CSAE Working Paper Series, Centre for the Study of African Economies, University of Oxford.* [149](#)
- Lefranc, A. and Trannoy, A. (2016). Equality of opportunity : How to encompass fifty shades of luck. *Ecineq WP,* (394). [138](#)
- Lefranc, A. and Trannoy, A. (2017). Equality of opportunity, moral hazard and the timing of luck. *Social Choice and Welfare,* 49(3) :469–497. [138](#)
- Marsaudon, A. (2019). Do Health Shocks Modify Personality Traits? Evidence from Locus Of Control. *PSE Working Papers n°2019-02.* [136](#), [163](#)
- Ravallion, M. (2017). Inequality and poverty when effort matters. *Econometrics,* 5(4) :50. [138](#)
- Roemer, J. E. (1998). Equality of opportunity. *Harvard University Press, Cambridge, MA.* [137](#)
- Rotter, J. B. (1954). *Social learning and clinical psychology.* Johnson Reprint Corporation. [136](#), [140](#)
- Rotter, J. B. (1966). Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement. *Psychological monographs : General and applied,* 80(1) :1. [136](#)
- Shoji, M. (2020). Early-Life Circumstances and Adult Locus of Control : Evidence from 46 Developing Countries. *MPRA Paper No. 99987.* [149](#)
- Wacker, M. and Holick, M. F. (2013). Sunlight and Vitamin D. *Dermato-Endocrinology,* 5(1) :51–108. [147](#)
- Wolff, F.-C. (2012). Les parents sont-ils vraiment si peu altruistes? *Revue économique,* 63(2) :315–337. [141](#)

Appendix

III.A Detailed regression results

TABLE III.A.1 – Main regressions : Internal and external weight OLS and IV

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Internal weight				External weight			
	OLS		2SLS		OLS		2SLS	
	cov	cov + FE	cov	cov + FE	cov	cov + FE	cov	cov + FE
Nb psych frag.	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	0.063** (0.026)	0.063** (0.026)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	-0.031** (0.013)	-0.031** (0.013)
Is a woman	0.009*** (0.002)	0.009*** (0.002)	-0.014 (0.009)	-0.014 (0.009)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	0.007 (0.005)	0.007 (0.005)
Not living with one's parents	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.000 (0.002)	-0.000 (0.002)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
Is a foreigner	0.014*** (0.004)	0.014*** (0.004)	0.015*** (0.005)	0.015*** (0.005)	-0.007*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.007*** (0.003)	-0.007*** (0.003)
Age	-0.006*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	-0.006*** (0.001)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)
Field of study								
Humanities, social sciences (ref)								
Law, economics	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.005 (0.003)	0.005 (0.003)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
Sciences	0.025*** (0.003)	0.025*** (0.003)	0.035*** (0.005)	0.035*** (0.005)	-0.013*** (0.001)	-0.013*** (0.001)	-0.017*** (0.002)	-0.017*** (0.002)
Medicine	0.060*** (0.004)	0.060*** (0.004)	0.055*** (0.005)	0.055*** (0.005)	-0.030*** (0.002)	-0.030*** (0.002)	-0.028*** (0.003)	-0.028*** (0.003)
Univ. Inst. of Tech. (IUT)	-0.002 (0.004)	-0.002 (0.004)	0.011* (0.006)	0.011* (0.006)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	-0.006* (0.003)	-0.006* (0.003)
Higher technician section (BTS)	0.013*** (0.004)	0.013*** (0.004)	0.024*** (0.006)	0.024*** (0.006)	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.012*** (0.003)	-0.012*** (0.003)
Preparatory classes (CPGE)	0.031*** (0.005)	0.031*** (0.005)	0.006 (0.013)	0.006 (0.013)	-0.016*** (0.003)	-0.016*** (0.003)	-0.003 (0.006)	-0.003 (0.006)
Engineers	0.005	0.005	0.029*** (0.029***)	0.029*** (0.029***)	-0.002	-0.002	-0.014*** (0.014***)	-0.014*** (0.014***)

Continued on next page

CHAPITRE III. INVESTIGATING THE EFFECT OF STUDENTS' PSYCHOLOGICAL FRAGILITIES ON CONTROL BELIEFS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Internal weight				External weight			
	OLS		2SLS		OLS		2SLS	
	cov	cov + FE	cov	cov + FE	cov	cov + FE	cov	cov + FE
	(0.004)	(0.004)	(0.010)	(0.010)	(0.002)	(0.002)	(0.005)	(0.005)
Business	-0.023*** (0.005)	-0.023*** (0.005)	-0.004 (0.009)	-0.004 (0.009)	0.011*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.002 (0.005)	0.002 (0.005)
Culture	-0.022*** (0.004)	-0.022*** (0.004)	-0.018*** (0.005)	-0.018*** (0.005)	0.011*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.009*** (0.002)	0.009*** (0.002)
Current study level								
Bachelor degree (ref)								
Master	-0.005* (0.003)	-0.005* (0.003)	-0.007* (0.004)	-0.007* (0.004)	0.003* (0.002)	0.003* (0.002)	0.004* (0.002)	0.004* (0.002)
PhD	0.013*** (0.005)	0.013*** (0.005)	0.006 (0.007)	0.006 (0.007)	-0.007*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)
Other	-0.024*** (0.008)	-0.024*** (0.008)	-0.014 (0.009)	-0.014 (0.009)	0.012*** (0.004)	0.012*** (0.004)	0.007 (0.005)	0.007 (0.005)
Financial difficulties								
1. None (ref)								
2.	-0.004 (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.009** (0.004)	-0.009** (0.004)	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	0.005** (0.002)	0.005** (0.002)
3.	-0.010*** (0.003)	-0.010*** (0.003)	-0.021*** (0.005)	-0.021*** (0.005)	0.005*** (0.002)	0.005*** (0.002)	0.011*** (0.003)	0.011*** (0.003)
4.	-0.010*** (0.003)	-0.010*** (0.003)	-0.029*** (0.008)	-0.029*** (0.008)	0.005*** (0.002)	0.005*** (0.002)	0.014*** (0.004)	0.014*** (0.004)
5. Very important	-0.012** (0.005)	-0.012** (0.005)	-0.046*** (0.014)	-0.046*** (0.014)	0.006** (0.003)	0.006** (0.003)	0.023*** (0.007)	0.023*** (0.007)
Has enough money to cover monthly needs								
1. Disagree totally (ref)								
2.	0.007* (0.003)	0.007* (0.003)	0.013** (0.005)	0.013** (0.005)	-0.003* (0.002)	-0.003* (0.002)	-0.007** (0.003)	-0.007** (0.003)
3.	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)	0.011* (0.006)	0.011* (0.006)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.006* (0.003)	-0.006* (0.003)
4.	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)	0.013* (0.007)	0.013* (0.007)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.006* (0.003)	-0.006* (0.003)
5. Agree totally	0.008** (0.004)	0.008** (0.004)	0.014** (0.006)	0.014** (0.006)	-0.004** (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.007** (0.003)	-0.007** (0.003)
Has a chronic disease	-0.002	-0.002	-0.015***	-0.015***	0.001	0.001	0.008***	0.008***

Continued on next page

**CHAPITRE III. INVESTIGATING THE EFFECT OF STUDENTS' PSYCHOLOGICAL
FRAGILITIES ON CONTROL BELIEFS**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Internal weight				External weight			
	OLS		2SLS		OLS		2SLS	
	cov	cov + FE	cov	cov + FE	cov	cov + FE	cov	cov + FE
Has a handicap		(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(0.002)	(0.002)	(0.003)
Has a handicap	0.001	0.001	-0.011	-0.011	-0.001	-0.001	0.005	0.005
Has a handicap	(0.005)	(0.005)	(0.007)	(0.007)	(0.002)	(0.002)	(0.004)	(0.004)
Has learning disabilities	0.000	0.000	-0.027*	-0.027*	-0.000	-0.000	0.013*	0.013*
Has learning disabilities	(0.007)	(0.007)	(0.015)	(0.015)	(0.004)	(0.004)	(0.007)	(0.007)
Has other long term health pb.	0.006*	0.006*	-0.004	-0.004	-0.003*	-0.003*	0.002	0.002
Has other long term health pb.	(0.003)	(0.003)	(0.005)	(0.005)	(0.001)	(0.001)	(0.003)	(0.003)
General health state satisfaction								
1. Not at all satisfied (ref)								
2.	0.010	0.010	0.034**	0.034**	-0.005	-0.005	-0.017**	-0.017**
2.	(0.008)	(0.008)	(0.015)	(0.015)	(0.004)	(0.004)	(0.007)	(0.007)
3.	0.011	0.011	0.063**	0.063**	-0.006	-0.006	-0.032**	-0.032**
3.	(0.009)	(0.009)	(0.025)	(0.025)	(0.004)	(0.004)	(0.012)	(0.012)
4.	0.021**	0.021**	0.104***	0.104***	-0.010**	-0.010**	-0.052***	-0.052***
4.	(0.009)	(0.009)	(0.036)	(0.036)	(0.004)	(0.004)	(0.018)	(0.018)
5. Entirely satisfied	0.027***	0.027***	0.144***	0.144***	-0.014***	-0.014***	-0.072***	-0.072***
5. Entirely satisfied	(0.009)	(0.009)	(0.049)	(0.049)	(0.004)	(0.004)	(0.025)	(0.025)
Parents profession								
Farmer (ref)								
Craftsmen	-0.008	-0.008	-0.014*	-0.014*	0.004	0.004	0.007*	0.007*
Craftsmen	(0.007)	(0.007)	(0.008)	(0.008)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)
Managers	-0.007	-0.007	-0.016**	-0.016**	0.004	0.004	0.008**	0.008**
Managers	(0.006)	(0.006)	(0.008)	(0.008)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)
Intermediary prof.	-0.009	-0.009	-0.017**	-0.017**	0.005	0.005	0.008**	0.008**
Intermediary prof.	(0.006)	(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)
Employee	-0.003	-0.003	-0.012	-0.012	0.002	0.002	0.006	0.006
Employee	(0.006)	(0.006)	(0.008)	(0.008)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)
Blue-collar worker	-0.001	-0.001	-0.008	-0.008	0.001	0.001	0.004	0.004
Blue-collar worker	(0.006)	(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)
Retired	-0.011*	-0.011*	-0.022***	-0.022***	0.005*	0.005*	0.011***	0.011***
Retired	(0.006)	(0.006)	(0.007)	(0.007)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)
No professional activity	0.010	0.010	-0.002	-0.002	-0.005	-0.005	0.001	0.001
No professional activity	(0.007)	(0.007)	(0.009)	(0.009)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)
Unknown	-0.010	-0.010	-0.005	-0.005	0.005	0.005	0.002	0.002

Continued on next page

CHAPITRE III. INVESTIGATING THE EFFECT OF STUDENTS' PSYCHOLOGICAL FRAGILITIES ON CONTROL BELIEFS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Internal weight				External weight			
	OLS		2SLS		OLS		2SLS	
	cov	cov + FE						
	(0.007)	(0.007)	(0.009)	(0.009)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)
Constant	1.136*** (0.011)	1.136*** (0.011)	0.961*** (0.072)	0.961*** (0.072)	0.932*** (0.006)	0.932*** (0.006)	1.020*** (0.036)	1.020*** (0.036)
Observations	31,055	31,055	31,055	31,055	31,055	31,055	31,055	31,055
R-squared	0.042	0.042			0.042	0.042		

Clustered standard errors at the departmental level in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

**CHAPITRE III. INVESTIGATING THE EFFECT OF STUDENTS' PSYCHOLOGICAL
FRAGILITIES ON CONTROL BELIEFS**

TABLE III.A.2 – Main regressions : Weights difference and ratio OLS and IV

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Weights difference				Weights ratio			
	OLS		2SLS		OLS		2SLS	
	cov	cov + FE						
Nb psych frag.	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	-0.094** (0.039)	-0.094** (0.039)	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	-0.070** (0.031)	-0.070** (0.031)
Is a woman	-0.013*** (0.002)	-0.013*** (0.002)	0.021 (0.014)	0.021 (0.014)	-0.015*** (0.002)	-0.015*** (0.002)	0.011 (0.011)	0.011 (0.011)
Not living with one's parents	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.003)	0.001 (0.003)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)
Is a foreigner	-0.021*** (0.006)	-0.021*** (0.006)	-0.022*** (0.008)	-0.022*** (0.008)	-0.020*** (0.005)	-0.020*** (0.005)	-0.021*** (0.006)	-0.021*** (0.006)
Age	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)
Field of study								
Humanities, social sciences (ref)								
Law, economics	-0.005 (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.007 (0.005)	-0.007 (0.005)	-0.006 (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.008* (0.004)	-0.008* (0.004)
Sciences	-0.038*** (0.005)	-0.038*** (0.005)	-0.052*** (0.007)	-0.052*** (0.007)	-0.032*** (0.004)	-0.032*** (0.004)	-0.043*** (0.006)	-0.043*** (0.006)
Medicine	-0.090*** (0.005)	-0.090*** (0.005)	-0.083*** (0.008)	-0.083*** (0.008)	-0.072*** (0.004)	-0.072*** (0.004)	-0.067*** (0.005)	-0.067*** (0.005)
Univ. Inst. of Tech. (IUT)	0.003 (0.006)	0.003 (0.006)	-0.017* (0.009)	-0.017* (0.009)	-0.000 (0.006)	-0.000 (0.006)	-0.015* (0.008)	-0.015* (0.008)
Higher technician section (BTS)	-0.019*** (0.006)	-0.019*** (0.006)	-0.037*** (0.009)	-0.037*** (0.009)	-0.019*** (0.005)	-0.019*** (0.005)	-0.032*** (0.007)	-0.032*** (0.007)
Preparatory classes (CPGE)	-0.047*** (0.008)	-0.047*** (0.008)	-0.010 (0.019)	-0.010 (0.019)	-0.041*** (0.007)	-0.041*** (0.007)	-0.013 (0.015)	-0.013 (0.015)
Engineers	-0.007 (0.006)	-0.007 (0.006)	-0.043*** (0.015)	-0.043*** (0.015)	-0.011** (0.005)	-0.011** (0.005)	-0.038*** (0.012)	-0.038*** (0.012)
Business	0.034*** (0.007)	0.034*** (0.007)	0.006 (0.014)	0.006 (0.014)	0.022*** (0.006)	0.022*** (0.006)	-0.000 (0.012)	-0.000 (0.012)
Culture	0.033*** (0.005)	0.033*** (0.005)	0.027*** (0.007)	0.027*** (0.007)	0.026*** (0.005)	0.026*** (0.005)	0.021*** (0.006)	0.021*** (0.006)

Continued on next page

CHAPITRE III. INVESTIGATING THE EFFECT OF STUDENTS' PSYCHOLOGICAL FRAGILITIES ON CONTROL BELIEFS

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Weights difference				Weights ratio			
	OLS		2SLS		OLS		2SLS	
	cov	cov + FE	cov	cov + FE	cov	cov + FE	cov	cov + FE
Current study level								
Bachelor degree (ref)								
Master	0.008*	0.008*	0.011*	0.011*	0.008*	0.008*	0.010**	0.010**
	(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.006)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)
PhD	-0.020***	-0.020***	-0.009	-0.009	-0.013**	-0.013**	-0.005	-0.005
	(0.007)	(0.007)	(0.010)	(0.010)	(0.006)	(0.006)	(0.008)	(0.008)
Other	0.036***	0.036***	0.020	0.020	0.034***	0.034***	0.023*	0.023*
	(0.012)	(0.012)	(0.014)	(0.014)	(0.010)	(0.010)	(0.012)	(0.012)
Financial difficulties								
1. None (ref)								
2.	0.006	0.006	0.014**	0.014**	0.003	0.003	0.010**	0.010**
	(0.004)	(0.004)	(0.006)	(0.006)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)
3.	0.015***	0.015***	0.032***	0.032***	0.010***	0.010***	0.023***	0.023***
	(0.005)	(0.005)	(0.008)	(0.008)	(0.004)	(0.004)	(0.006)	(0.006)
4.	0.014***	0.014***	0.043***	0.043***	0.011**	0.011**	0.033***	0.033***
	(0.005)	(0.005)	(0.012)	(0.012)	(0.004)	(0.004)	(0.010)	(0.010)
5. Very important	0.018**	0.018**	0.069***	0.069***	0.015**	0.015**	0.054***	0.054***
	(0.008)	(0.008)	(0.020)	(0.020)	(0.007)	(0.007)	(0.016)	(0.016)
Has enough money to cover monthly needs								
1. Disagree totally (ref)								
2.	-0.010*	-0.010*	-0.020**	-0.020**	-0.011**	-0.011**	-0.019***	-0.019***
	(0.005)	(0.005)	(0.008)	(0.008)	(0.004)	(0.004)	(0.007)	(0.007)
3.	-0.004	-0.004	-0.017*	-0.017*	-0.007	-0.007	-0.017**	-0.017**
	(0.005)	(0.005)	(0.009)	(0.009)	(0.005)	(0.005)	(0.007)	(0.007)
4.	-0.005	-0.005	-0.019*	-0.019*	-0.008*	-0.008*	-0.020**	-0.020**
	(0.005)	(0.005)	(0.010)	(0.010)	(0.005)	(0.005)	(0.008)	(0.008)
5. Agree totally	-0.012**	-0.012**	-0.022**	-0.022**	-0.014***	-0.014***	-0.021***	-0.021***
	(0.006)	(0.006)	(0.009)	(0.009)	(0.005)	(0.005)	(0.008)	(0.008)
Has a chronic disease								
	0.002	0.002	0.023***	0.023***	0.002	0.002	0.017***	0.017***
	(0.006)	(0.006)	(0.008)	(0.008)	(0.005)	(0.005)	(0.006)	(0.006)
Has a handicap								
	-0.002	-0.002	0.016	0.016	-0.002	-0.002	0.012	0.012
	(0.007)	(0.007)	(0.011)	(0.011)	(0.005)	(0.005)	(0.008)	(0.008)
Has learning disabilities								
	-0.000	-0.000	0.040*	0.040*	0.003	0.003	0.034*	0.034*
	(0.011)	(0.011)	(0.022)	(0.022)	(0.009)	(0.009)	(0.018)	(0.018)

Continued on next page

**CHAPITRE III. INVESTIGATING THE EFFECT OF STUDENTS' PSYCHOLOGICAL
FRAGILITIES ON CONTROL BELIEFS**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Weights difference				Weights ratio			
	OLS		2SLS		OLS		2SLS	
	cov	cov + FE	cov	cov + FE	cov	cov + FE	cov	cov + FE
Has other long term health pb.	-0.008*	-0.008*	0.006	0.006	-0.007*	-0.007*	0.004	0.004
	(0.004)	(0.004)	(0.008)	(0.008)	(0.004)	(0.004)	(0.006)	(0.006)
General health state satisfaction								
1. Not at all satisfied (ref)								
2.	-0.016	-0.016	-0.051**	-0.051**	-0.018	-0.018	-0.045**	-0.045**
	(0.012)	(0.012)	(0.022)	(0.022)	(0.012)	(0.012)	(0.019)	(0.019)
3.	-0.017	-0.017	-0.095**	-0.095**	-0.020*	-0.020*	-0.080***	-0.080***
	(0.013)	(0.013)	(0.037)	(0.037)	(0.012)	(0.012)	(0.030)	(0.030)
4.	-0.031**	-0.031**	-0.156***	-0.156***	-0.033***	-0.033***	-0.128***	-0.128***
	(0.013)	(0.013)	(0.054)	(0.054)	(0.012)	(0.012)	(0.044)	(0.044)
5. Entirely satisfied	-0.041***	-0.041***	-0.216***	-0.216***	-0.040***	-0.040***	-0.173***	-0.173***
	(0.013)	(0.013)	(0.074)	(0.074)	(0.012)	(0.012)	(0.060)	(0.060)
Parents profession								
Farmer (ref)								
Craftsmen	0.012	0.012	0.021*	0.021*	0.010	0.010	0.017*	0.017*
	(0.010)	(0.010)	(0.012)	(0.012)	(0.008)	(0.008)	(0.010)	(0.010)
Managers	0.011	0.011	0.024**	0.024**	0.010	0.010	0.020**	0.020**
	(0.010)	(0.010)	(0.011)	(0.011)	(0.008)	(0.008)	(0.009)	(0.009)
Intermediary prof.	0.014	0.014	0.025**	0.025**	0.012	0.012	0.020**	0.020**
	(0.009)	(0.009)	(0.011)	(0.011)	(0.007)	(0.007)	(0.008)	(0.008)
Employee	0.005	0.005	0.018	0.018	0.006	0.006	0.016*	0.016*
	(0.009)	(0.009)	(0.012)	(0.012)	(0.008)	(0.008)	(0.009)	(0.009)
Blue-collar worker	0.002	0.002	0.012	0.012	0.002	0.002	0.010	0.010
	(0.010)	(0.010)	(0.011)	(0.011)	(0.008)	(0.008)	(0.009)	(0.009)
Retired	0.016*	0.016*	0.032***	0.032***	0.013	0.013	0.025***	0.025***
	(0.009)	(0.009)	(0.011)	(0.011)	(0.008)	(0.008)	(0.009)	(0.009)
No professional activity	-0.015	-0.015	0.003	0.003	-0.012	-0.012	0.001	0.001
	(0.011)	(0.011)	(0.014)	(0.014)	(0.009)	(0.009)	(0.011)	(0.011)
Unknown	0.015	0.015	0.007	0.007	0.014	0.014	0.008	0.008
	(0.011)	(0.011)	(0.014)	(0.014)	(0.009)	(0.009)	(0.011)	(0.011)
Constant	-0.204***	-0.204***	0.059	0.059	0.855***	0.855***	1.056***	1.056***
	(0.017)	(0.017)	(0.108)	(0.108)	(0.015)	(0.015)	(0.087)	(0.087)
Observations	31,055	31,055	31,055	31,055	31,055	31,055	31,055	31,055
R-squared	0.042	0.042			0.040	0.040		

Clustered standard errors at the departmental level in parentheses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Conclusion générale

Sommaire

Les résultats et contributions	175
Politiques publiques et préférences	176
Prolongements de l'étude des décisions d'investissement en capital humain	178
Bibliographie	179

Les résultats et contributions

De manière générale, cette thèse contribue à la compréhension des décisions d'investissement en capital humain, et notamment du capital santé, des jeunes adultes en France. La période traversée par les jeunes adultes constitue une période déterminante d'un point de vue de la formation et de l'expression des préférences. Pour cette raison, cette thèse accorde une importance particulière aux préférences.

Dans le chapitre I de cette thèse, nous étudions les décisions d'assurance santé et mettons en évidence à partir d'un cadre théorique le rôle de plusieurs préférences dans cette décision. Nous testons les prédictions théoriques à partir de données collectées en laboratoire expérimental. Nos résultats corroborent dans une certaine mesure la théorie et nous mettons en avant le rôle de l'aversion à la corrélation dans les décisions d'assurance santé. Ce travail contribue à la littérature s'intéressant aux déterminants de l'assurance santé en testant de nouveaux déterminants avec des données de laboratoire. Nous fournissons également une contribution sur le plan méthodologique avec l'élaboration de mesures pour plusieurs préférences (aversion à la corrélation, cross-prudence en santé, cross-prudence en richesse). Nous développons aussi une tâche de décision d'assurance santé ainsi qu'une décision d'assurance jointe avec décision de traitement.

Le chapitre II questionne l'existence d'inégalités des chances dans le non-recours aux soins des jeunes adultes en France à partir de données d'enquête. La décomposition de la variance permet de quantifier ces inégalités et suggère que les inégalités injustes sont plus importantes que les inégalités justes. Nous mettons aussi en avant que la part de ces inégalités est sensible au niveau choisi pour l'âge de consentement bien que même dans les scénarios les plus restrictifs la part d'inégalités des chances est non négligeable. Ce chapitre contribue à la littérature de l'égalité des chances en ayant un objet d'étude peu abordé : le recours aux soins. À notre connaissance il s'agit du premier travail s'intéressant aux recours aux soins des jeunes adultes. Nous participons également à la réflexion sur le niveau auquel l'âge de consentement doit être fixé.

Enfin, l'objet du chapitre III est une capacité non-cognitive qui joue un rôle majeur dans les décisions d'investissement en capital humain : les croyances de contrôle. J'étudie l'effet des fragilités psychologiques des étudiants sur leurs croyances de contrôle. La stratégie d'identification de l'effet des fragilités psychologiques sur l'importance respective des facteurs internes et des facteurs externes repose sur une variable instrumentale. Les fragilités psychologiques sont instrumentées par l'intensité d'ensoleillement. Les résultats indiquent un effet positif des fragilités psychologiques sur le poids accordé aux facteurs internes et un effet négatif sur celui accordé aux facteurs externes. Ce résultat rejoint celui de la littérature psychologique selon lequel les individus anxieux et déprimés se blâment davantage. Ce chapitre contribue à la littérature de la stabilité des croyances de contrôle suite à un événement de santé. Ce chapitre propose également un mécanisme de l'effet des fragilités psychologiques sur les efforts des étudiants. Les résultats sont uniquement suggestifs et méritent de plus amples investigations. À ma connaissance, il s'agit du premier travail s'intéressant à l'effet des fragilités psychologiques sur les croyances de contrôle chez les étudiants. Les résultats obtenus remettent en cause qu'un locus interne fort doit être toujours vu comme un élément positif.

Politiques publiques et préférences

Prendre en compte les préférences Les préférences peuvent être prises en compte sur deux aspects dans la mise en place de politiques publiques. Tout d'abord, elles permettent d'affiner la compréhension des choix des individus. Cela permet de prédire les mécanismes par lesquels les politiques agiront. Cela peut permettre également de cibler l'efficacité des politiques. Par exemple, plusieurs travaux ont montré que fumer est relié aux préférences temporelles (Lawless *et al.*, 2013). Une explication semble donc être que les individus fument car

CONCLUSION GÉNÉRALE

ils perçoivent un coût futur faible, dû à leurs taux d'escompte élevés. Un moyen d'influencer la décision de fumer sur la base de ce mécanisme serait donc d'augmenter le coût actuel de fumer afin de rééquilibrer la décision. Un outil pour augmenter le coût présent est d'augmenter le prix des cigarettes à l'aide d'une taxe. Dans une certaine mesure, les taxes sur le tabac contrebloquent le faible taux d'escompte des individus et augmentent le coût total de fumer, ce qui les pousse à réduire leur consommation, voire arrêter.

Connaître les préférences permet également de mesurer le bien-être des individus et d'évaluer l'effet des politiques en terme de bien-être. Si l'on reprend l'exemple de la taxe sur le tabac, les individus qui fument retirent de l'utilité de ce comportement. La mise en place de la taxe entraîne une perte d'utilité et donc de bien-être s'ils sont amenés à modifier leurs comportements.

Agréger les préférences individuelles pour mettre en place des politiques n'est pas sans challenges. L'approche utilitariste propose d'additionner les utilités individuelles et le critère de décision d'une politique est de maximiser cette somme. Cependant, l'utilité des individus dépend justement de leurs préférences. L'approche utilitariste accordera plus de poids à certains individus du fait de leurs préférences. Cette agrégation a donc été qualifiée d'injuste par certains économistes (Fleurbaey et Blanchet, 2013). Il est possible d'adopter une approche plus égalitariste en utilisant une fonction de type Atkinson (1970) (Samson *et al.*, 2018). Cela implique un degré d'aversion à l'inégalité du régulateur, une préférence sociale qui pourrait être mesurée dans l'ensemble de la population.

Changer les préférences ? La littérature économique explore si les préférences évoluent au cours du temps et il semble que suite à certains chocs celles-ci peuvent effectivement changer. Si les préférences peuvent être modifiées, on peut s'interroger si les politiques publiques devraient choisir de « bonnes » préférences et chercher à manipuler les préférences de la population dans ce sens.

La manipulation des préférences peut se justifier par le fait que certaines préférences sont influencées par les caractéristiques socio-économiques. Dans le cas des enfants, il s'agit de circonstances. La mise en place de programmes pour que les enfants acquièrent des préférences permettant de réussir dans la vie (atteindre un niveau d'éducation plus élevée, avoir un meilleur revenu) viendrait contrebancer le niveau socio-économique des parents. Plusieurs programmes ont été mis en place aux Etats-Unis (par exemple, le programme Perry School et celui Abecedarian) dans l'optique de fournir un soutien précoce aux enfants de milieux défavorisés. Dans ces programmes, une attention particulière est accordée au développement des capacités non-cognitives. Les évaluations actuelles de ces programmes four-

nissent des premiers résultats prometteurs mais les informations sur les effets à long terme sont encore manquantes (Kautz *et al.*, 2014). La justification de ces politiques est éthique mais leurs implications ne sont pas encore totalement identifiées. Par exemple, Alan *et al.* (2017) montrent que favoriser un trait de personnalité qui valorise l'effort (*the grit*) parmi les enfants, les conduit à adopter des comportements moins altruistes, ce qui pourrait donc avoir des conséquences inattendues à long terme. De futures recherches sur ces questions apparaissent prometteuses et riches d'enseignement.

Prolongements de l'étude des décisions d'investissement en capital humain

Dans cette thèse les décisions d'investissements en capital humain ont été étudiées dans le cadre théorique de l'utilité espérée. Dans une optique de compréhension des décisions des individus, les apports de l'économie comportementale ont été particulièrement importants. Par exemple, l'hypothèse que les individus se reposent sur des heuristiques dans leurs prises de décision a reçu beaucoup de soutien pour expliquer les choix effectués en laboratoire expérimental.

D'autres prolongements pourraient être d'étudier les croyances individuelles et notamment prendre en compte l'effet de l'information sur ces croyances. Revenons à notre exemple d'un fumeur. Peut-être que l'individu fume car il ne pense pas qu'il tombera malade. Il croit compenser le fait de fumer en pratiquant une activité sportive. On pourrait envisager de lui fournir de l'information sur le fait que cette croyance est erronée et analyser dans quelle mesure il utilise cette information pour adapter ces croyances. Cela suppose d'être en mesure de traiter cette information et ici les capacités cognitives peuvent intervenir. Ces deux paramètres, l'information et la cognition semblent des prolongements prometteurs de l'étude des décisions en santé.

Un autre pan qu'il serait intéressant de continuer à explorer est la manière dont les problèmes de santé mentale affectent les décisions. Ceci d'autant plus que les experts alertent sur une possible augmentation des problèmes de santé mentale dans le contexte actuel de crise sanitaire. Au-delà de la prise de décision, analyser les effets sur le bien-être fournit des perspectives intéressantes, notamment en prenant en compte les capacités d'adaptation et de résilience.

Bibliographie

- ALAN, S., ERTAC, S. *et al.* (2017). Belief in hard work and altruism : Evidence from a randomized field experiment. *HCEO working paper no. 2017-053*. [178](#)
- FLEURBAEY, M. et BLANCHET, D. (2013). *Beyond GDP : Measuring welfare and assessing sustainability*. Oxford University Press. [177](#)
- KAUTZ, T., HECKMAN, J. J., DIRIS, R., TER WEEL, B. et BORGHANS, L. (2014). Fostering and measuring skills : Improving cognitive and non-cognitive skills to promote lifetime success. *No. w20749. National Bureau of Economic Research*. [178](#)
- LAWLESS, L., DRICHOUTIS, A. C. et NAYGA, R. M. (2013). Time preferences and health behaviour : a review. *Agricultural and Food Economics*, 1(1):17. [176](#)
- SAMSON, A.-L., SCHOKKAERT, E., THÉBAUT, C., DORMONT, B., FLEURBAEY, M., LUCHINI, S. et Van de VOORDE, C. (2018). Fairness in cost-benefit analysis : A methodology for health technology assessment. *Health economics*, 27(1):102–114. [177](#)

RÉSUMÉ

Cette thèse contribue à la compréhension des décisions d'investissement en capital humain des jeunes adultes en France. Les jeunes adultes sont dans une période déterminante en termes de développement et d'expression de leurs préférences. Une attention particulière est accordée aux préférences, ainsi qu'aux inégalités en résultant.

Le premier chapitre s'intéresse aux rôles du traitement anticipé et des préférences multivariées dans la décision d'assurance santé. Des prédictions à partir d'un modèle théorique sont testées sur des données collectées en laboratoire expérimental. Les résultats montrent qu'une préférence pour la santé plus grande conduit à une demande de traitement plus intensif et qu'être averse à la corrélation entraîne une couverture plus que complète.

Dans le deuxième chapitre, à l'aide de données d'enquête, il est montré que les différences de recours aux soins sont d'abord principalement associés aux besoins, puis aux circonstances, ce qui traduit des inégalités des chances, et aux efforts, ce qui traduit des inégalités justes.

Le troisième chapitre s'intéresse à l'effet des fragilités psychologiques des étudiants sur leurs croyances de contrôle. La stratégie par variable instrumentale montre que plus de fragilités psychologiques conduit à une augmentation des croyances de contrôle, ce qui est en accord avec la littérature psychologique selon laquelle les individus déprimés et anxieux se blâment davantage.

MOTS CLÉS

jeunes adultes, préférences, inégalités, assurance santé, recours aux soins, santé mentale

ABSTRACT

This thesis contributes to the understanding of human capital investment decisions of young adults in France. Young adults are in a critical period in terms of the formation and expression of their preferences. Special attention is dedicated to preferences as well as to the resulting inequalities.

The first chapter studies the roles of anticipated treatment and multivariate preferences in health insurance decisions. Predictions from a theoretical model are tested on data collected in an experimental laboratory. Results show that a higher preference for health relative to wealth leads to demand more intensive treatment and being correlation averse is linked to more than full coverage.

In the second chapter, survey data analysis shows that differences in healthcare use are mainly associated with needs, then with circumstances, which reflects inequalities of opportunity, and with efforts, which reflects fair inequalities.

The third chapter studies the effect of students' psychological fragilities on their control beliefs. The instrumental variable strategy shows that more psychological fragilities result in an increase of control beliefs, which is in line with psychological literature according to which depressive and anxious individuals blame themselves more.

KEYWORDS

young adults, preferences, inequalities, health insurance, healthcare use, mental health