



HAL
open science

Analyse économique des comportements en matière de protection sociale

Morgane Plantier

► **To cite this version:**

Morgane Plantier. Analyse économique des comportements en matière de protection sociale. Economies et finances. Université de Lyon, 2021. Français. NNT : 2021LYSE1250 . tel-03503592v2

HAL Id: tel-03503592

<https://hal.science/tel-03503592v2>

Submitted on 31 May 2022

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.



N° d'ordre NNT : 2021LYSE1250

THESE de DOCTORAT DE L'UNIVERSITE DE LYON

opérée au sein de

l'Université Claude Bernard Lyon 1

Ecole Doctorale ED 486

SCIENCES ECONOMIQUES ET DE GESTION

Spécialité de doctorat : Sciences Économiques

Soutenue publiquement le 22/11/2021, par :

Morgane PLANTIER

Analyse économique des comportements en matière de protection sociale

Devant le jury composé de :

Jeleva, Meglena, Professeure à l'Université Paris-Nanterre
Joutard, Xavier, Professeur à Aix-Marseille Université
Gramain, Agnès, Professeure à l'Université de Lorraine
Haeck, Catherine, Professeure à l'Université du Québec à Montréal
Pannequin, François, Maître de conférences à l'Université Paris-Saclay
Robert, Christian, Professeur à l'Université Lyon 1

Rapporteuse
Rapporteur
Présidente
Examinatrice
Examineur
Examineur

Havet, Nathalie, Maître de conférences à l'Université Lyon 1
Rullière, Jean-Louis, Professeur à l'Université Lyon 1

Co-directrice de thèse
Co-directeur de thèse

Remerciements

Mes premiers remerciements s'adressent bien-sûr à mes deux directeurs de thèse, Nathalie Havet et Jean-Louis Rullière, sans qui ce travail n'aurait pas vu le jour mais, avant tout, sans qui ces quatre années n'auraient pas été l'expérience passionnante qu'elle fût.

Nathalie, mon apprentissage à tes côtés a commencé dès la L3, avec ma découverte de l'économétrie tout d'abord, puis lorsque que l'heureux hasard d'un tirage au sort m'a conduit à réaliser mon projet d'*Enquête et sondage* sous ta direction, déjà. Tu m'as guidée et accompagnée dans ce tout premier travail de recherche qui a donné lieu à la publication de mon premier article ainsi qu'à ma découverte des exigences du monde académique. Tu m'as ensuite permis d'apprendre à tes côtés dans le cadre de mon mémoire de M1 et de mon stage de M2, qui m'ont définitivement convaincue de mon attrait pour la recherche. Si pour moi l'idée de faire une thèse allait de paire avec un encadrement de ta part, je te suis infiniment reconnaissante d'avoir accepté de me faire confiance une fois de plus pour ce nouveau projet. C'est un honneur pour moi d'être ta première doctorante. Au-delà de ton apport scientifique indispensable pour chacun des chapitres de cette thèse, tu auras été une source constante d'inspiration, de motivation et de quiétude durant ces quatre années. L'enseignante et la chercheuse que tu es resteront pour moi de véritables modèles.

Jean-Louis, loin d'être ta première doctorante, je suis toute aussi honorée d'avoir pu bénéficier de ton expérience et surtout reconnaissante d'avoir eu la chance de travailler avec toi. Merci tout d'abord d'avoir permis à cette thèse de voir le jour, si je la soutiens aujourd'hui, c'est grâce à toi. Depuis nos premiers échanges en L3, lorsque je t'évoquais l'idée d'un master en transport, jusqu'à encore récemment, lorsque je te réponds trop souvent que "le délai est trop court", que "je ne suis pas prête", tu n'as cessé de me convaincre du contraire pour me pousser toujours plus loin, merci pour ça. Au-delà de ton aide essentielle dans ce travail de thèse, merci de m'avoir transmis ta passion contagieuse pour la recherche, tu as su à la fois me donner confiance et envie d'explorer de nouveaux horizons telle que l'économie expérimentale. J'admire la facilité avec laquelle tu parviens à faire de chaque sujet une question de recherche captivante et j'espère pouvoir être capable d'en faire autant un jour.

Je remercie chaleureusement Agnès Gramain, Catherine Haeck, François Pannequin et Christian Robert d'avoir accepté de faire partie de mon jury de thèse. Je remercie également Meglena Jeleva et Xavier Joutard d'avoir accepté le rôle de rapporteur. La grande diversité de vos compétences recouvre les multiples facettes qu'implique la question de la protection sociale qui ne se résume pas uniquement à un problème d'évaluation d'un dispositif, de gestion des risques, d'assurance ou encore de comportements. C'est un réel honneur pour moi de pouvoir vous présenter mon travail et j'espère qu'il répondra à vos exigences.

J'adresse mes remerciements à la Chaire Prevent'Horizon, qui aura permis à ce projet de thèse de se concrétiser en me permettant de bénéficier d'un financement. Elle aura également été l'occasion pour moi de rencontrer de nombreuses personnes d'horizons divers et qui ont contribué à mon apprentissage du métier de chercheur. Je pense notamment à Anne-Marie Schott, qui co-dirige la Chaire Prevent'Horizon, ainsi qu'à Marine Brocard et Coralie Dumoulin, dont la réactivité et l'efficacité ont, à plusieurs reprises, été d'une grande aide.

Je tiens également à remercier les autres chercheurs qui ont contribué à la réalisation des travaux menés dans le cadre de cette thèse, à commencer par Guy Lacroix, avec qui j'ai eu la chance infinie de travailler dans le cadre de mon 5^{ème} chapitre de thèse. Guy, c'est avec une grande reconnaissance que je t'adresse mes remerciements, pour ce séjour québécois qui aura été bien plus enrichissant et passionnant que je ne pouvais l'espérer, au point de m'en faire (presque) oublier le froid glaçant canadien du mois de janvier. J'admire la façon dont tu allies expertise, pédagogie et gentillesse et j'espère avoir la chance d'en bénéficier à nouveau dans le cadre de projets futurs.

Je voudrais également remercier tous les membres du *Conseil de Gestion de l'Assurance Parentale* (CGAP) qui m'ont accueillie dans leurs locaux, fournie un accès aux données ainsi qu'un environnement de travail agréable et propice à la recherche. Je souhaite en particulier remercier Safa Ragued pour son aide très précieuse dans le long périple que fût la compréhension des données administratives québécoises. Merci pour ton aide, ta disponibilité et ta gentillesse.

Mes remerciements s'adressent également à Claire Mouminoux, qui m'a accompagné dans la découverte de l'économie expérimentale. Merci pour ton aide et ta bonne humeur. Nos échanges ont très largement contribué à la rédaction de mon chapitre de thèse et, je l'espère, aboutiront à une publication commune.

La préparation de la thèse a également largement bénéficié du dispositif de comité de suivi de thèse, dans le cadre duquel Jean-Yves Lesueur, aux côtés de Xavier Joutard, ont joué un rôle

important. Merci pour vos conseils avisés et toujours bienveillants qui m'ont été très utiles à de nombreuses reprises et qui ne se sont jamais limités au cadre formel du comité.

Je voudrais également remercier tous les membres du laboratoire SAF et de l'ISFA avec qui j'ai eu l'occasion d'échanger et de partager beaucoup de moments durant ces quatre années. Merci tout d'abord à Pierre Théron qui m'aura démontré qu'une thèse est aussi faite de discussions informelles, et dont la gentillesse et la bonne humeur communicative ne sont pas étrangères à ma motivation (presque) sans faille de fin de thèse ; à Caroline Champagne pour son aide précieuse pour l'élaboration des séances de TD mais avant tout pour sa compagnie qui s'avère toujours agréable ; à Caroline Bayard avec qui j'ai toujours plaisir à discuter et qui m'aura notamment appris qu'un colloque réussi rime aussi avec gastronomie ; à Denis Clot pour sa bienveillance perpétuelle et notamment pour son aide indispensable dans la manipulation des outils informatiques lors de mes sessions expérimentales ; à Diana Dorobantu et Esterina Masiello qui m'ont grandement facilité la vie au moment de la réalisation de ces mêmes expérimentations en me permettant de mobiliser leurs étudiants ; à Stéphane Loisel, directeur du laboratoire SAF ; à Nicolas Leboisne, directeur de l'ISFA et à Anne Eyraud-Loisel directrice adjointe de l'ISFA ; et sans oublier toutes ces personnes dont la porte est toujours ouverte pour un conseil, répondre à une demande, ou tout simplement pour discuter.

Je n'oublie pas bien-sûr tous mes camarades doctorants et post-doctorants, avec un petit mot en particulier pour ceux qui m'ont accompagné du début à la (presque) fin et sans qui cette aventure n'aurait pas eu la même saveur. Sarah, qui aura tout simplement été mon amie de thèse - mais pas que - indispensable ; Pierre, dont la finesse et la justesse de l'humour n'ont d'égal que les talents culinaires d'Alexia ; Romain, mon partenaire d'expé sans qui Z-tree serait encore un mystère pour moi aujourd'hui ; Steve mon co-équipier de TD et de problèmes économétriques en tout genre ; Maximilien mon co-bureau occasionnel dont la venue rimait toujours avec bonne humeur.

Je voudrais terminer par remercier tous mes proches dont j'ai la chance de partager le quotidien. Une thèse va bien au-delà d'un simple travail et empiète parfois un peu plus qu'on ne le voudrait sur le reste. Merci à mes très chers amis, qui se reconnaîtront, pour avoir essayé de comprendre ce que j'ai bien pu faire pendant ces quatre années et surtout pour avoir toujours, tous, été aussi compréhensifs, jusqu'à mon filleul qui aura attendu que je rende mon manuscrit pour pointer le bout de son nez. . . difficile d'imaginer un plus beau cadeau de fin de thèse.

J'adresse en particulier un petit mot à mes beaux-parents, Corinne et Claude, ainsi qu'à Josette, qui ont toujours joué leur rôle de soutien à merveille.

Je remercie bien-sûr infiniment mes parents, pour la confiance absolue qu'ils m'ont toujours accordée et pour les sacrifices consentis qui m'ont permis d'en arriver là.

Merci à mon petit frère, mon premier supporter et dont le rôle m'est essentiel depuis bientôt 27 ans, ces quatre dernières années ne faisant pas exception.

Et pour finir, évidemment, merci à Hugo, grâce à qui tout est meilleur dans la vie, y compris cette thèse.

Résumé

Ce travail doctoral en économie appliquée propose une analyse des comportements individuels en matière de protection sociale, en particulier dans le contexte de la santé et plus généralement de la gestion du capital humain.

Le chapitre 1 analyse l'effet du niveau de couverture sur la consommation individuelle de soins dans le contexte français, en tenant compte de la dimension comportementale. A partir d'une étude économétrique sur les données 2012 de l'Enquête Santé et Protection Sociale (ESPS), fusionnées aux données de consommation de soins pour cette même année, l'estimation d'un modèle de régression à équations simultanées révèle une corrélation négative entre le niveau d'assurance et le niveau de dépenses de soins des assurés, une fois contrôlé de l'effet de sélection. Les résultats soulignent également le rôle important de l'aversion au risque qui conditionne la nature de la relation entre risque et assurance sur le marché de l'assurance complémentaire santé français.

A partir d'une étude expérimentale, les chapitres 2 et 3 s'intéressent à l'arbitrage individuel entre assurance et prévention. L'objectif du chapitre 2 est d'examiner l'impact de la prévention sur la demande d'assurance et, en particulier, si l'introduction d'un mécanisme de prévention affecte les choix individuels d'assurance. Les résultats révèlent une forme d'incohérence dynamique des choix, avec une diminution de la demande d'assurance en présence d'un mécanisme de prévention par rapport au cas où la prévention n'est pas proposée, sans pour autant se traduire ensuite par davantage d'effort de prévention. Le chapitre 3 s'intéresse quant à lui à l'impact de la liberté de choix du contrat d'assurance sur le comportement préventif des assurés : laisser la liberté de choix ou imposer un contrat d'assurance obligatoire a-t-il un impact sur le comportement préventif des assurés ? L'évidence expérimentale révèle un impact négatif de l'introduction de l'option de choix du contrat sur l'effort de prévention des assurés puisque le fait de laisser le choix du contrat aux participants diminue le niveau d'effort de prévention qu'ils sont prêts à fournir ensuite, à niveau de couverture donné.

Le chapitre 4 analyse l'impact des conditions de travail sur le recours aux arrêts maladie des salariés français. A partir de l'estimation de modèles à forme réduite sur les données 2017 de

l'enquête Surveillance médicale des expositions aux risques professionnels (SUMER), enrichie de variables concernant les conditions d'indemnisation individuelles en cas d'absence, cette étude examine les liens entre les conditions de travail pénibles d'une part, et les arrêts maladie et l'état de santé des salariés d'autre part. Les résultats révèlent l'existence de disparités dans les comportements d'arrêts maladie et l'état de santé général entre les travailleurs exposés à certains facteurs de pénibilité et ceux qui ne le sont pas, avec un effet d'autant plus marqué pour les risques psychosociaux. Par ailleurs, même si les résultats montrent qu'il existe une hétérogénéité des réponses comportementales au niveau d'indemnisation des arrêts maladie, l'hypothèse d'un effet d'aléa moral dans les comportements de recours aux arrêts maladie des salariés n'est pas si univoque.

Le chapitre 5 s'intéresse aux comportements de recours aux congés parentaux des parents à la suite d'une naissance. À partir des données administratives et fiscales québécoises, ce travail propose une évaluation quantitative de l'effet causal de la générosité des prestations familiales versées aux mères les plus modestes sur leur demande de congés parentaux au Québec par l'approche par Regression Kink Design (RKD). Les résultats révèlent un effet positif de la générosité des prestations familiales versées aux mères les plus modestes sur la durée du congé parental qu'elles demandent. Ils montrent également que cet effet varie selon la situation familiale de la mère, avec un effet plus marqué pour les mères monoparentales.

Mots-clés : Protection sociale, assurance, risque, santé, microéconométrie, expérimentation, évaluation des politiques publiques, économie des comportements

Abstract

This PhD dissertation in applied economics proposes an analysis of individual behaviors in the area of social protection, especially in the context of health and human capital management.

Chapter 1 analyzes the effect of the coverage level on individual health care consumption in the French context, taking into account the behavioral dimension. Based on an econometric study of 2012 data from the French Health and Social Protection Survey, merged with individual health-care consumption data from the National Health Insurance Database, the estimation of a simultaneous equation regression model reveals a negative correlation between the level of insurance and the level of health expenditure of the insured, once controlled for the selection effect. The results also underline the important role of risk aversion which conditions the nature of the relationship between risk and insurance in the French complementary health-insurance market.

Based on an experimental study, chapters 2 and 3 focus on the individual trade-off between insurance and prevention. The objective of chapter 2 is to examine the impact of prevention on the individual insurance demand and whether the introduction of a prevention mechanism affects individual insurance choices. The results reveal a form of dynamic inconsistency in individual choices, with a decrease in the demand for insurance in the presence of a prevention mechanism compared to the case where prevention is not present, without subsequently resulting in more prevention effort. Chapter 3 looks at the impact of the opportunity of insurance contract choice on the preventive behavior of policyholders: does the opportunity to choose the insurance contract versus an imposed contract in a mandatory insurance context affect the preventive behavior of policyholders? The experimental evidence reveals a negative impact of the introduction of the contract choice option on policyholders' preventive effort since the opportunity of contract choice, compared to the case where the contract is imposed, the level of preventive effort they are willing to make, at a given level of coverage.

Chapter 4 analyzes the impact of working conditions on the use of sick leave by French employees. Based on the estimation of reduced-form models on data from the national French survey SUMER 2017, enriched with variables concerning individual compensation wage dur-

ing the work absence, this study examines the links between arduous working conditions on the one hand, and sick leave and the health status of employees on the other. The results reveal the existence of disparities in sick leave behavior and general health status between workers exposed to certain hardship factors and those who are not, with an even more marked effect for psychosocial risks. Moreover, although the results show that there is heterogeneity in behavioral responses to the level of compensation wage, the hypothesis of a moral hazard effect in employees' sick leave behavior is not so unequivocal.

Finally, Chapter 5 looks at the behavior of parents in taking parental leave following a birth. Using Quebec administrative and tax data, this work proposes a quantitative evaluation of the causal effect of the generosity of family benefits paid to the poorest mothers on their demand for parental leave in Quebec using the Regression Kink Design (RKD) approach. The results reveal a positive effect of the generosity of family benefits paid to the poorest mothers on the length of parental leave they request. They also show that this effect varies according to the mother's family situation, with a stronger effect for single mothers.

Keywords: Social protection, insurance, risk, health, microeconometrics, experimentation, public policy evaluation, behavioral economics

Table des matières

Remerciements	iii
Résumé	viii
Abstract	x
Table des matières	xiii
Introduction Générale	1
Bibliographie	19
1 L'effet de l'assurance complémentaire santé sur les dépenses individuelles de soins dans le contexte français	24
1.1 Introduction	25
1.2 Les données	30
1.3 Stratégie empirique	37
1.4 Résultats	41
1.5 Conclusion	49
1.6 Annexes	52
Bibliographie	62
2 La prévention affecte-t-elle les choix d'assurance ?	68
2.1 Introduction	69
2.2 L'expérimentation	74
2.3 Résultats	80
2.4 Conclusion	95
2.5 Annexes	97
Bibliographie	107
3 Choisir son contrat d'assurance affecte-t-il les comportements préventifs des assurés ?	113
3.1 Introduction	114
3.2 L'expérimentation	117
3.3 Résultats	123
3.4 Conclusion	134
3.5 Annexes	136

Bibliographie	145
4 L'effet des conditions de travail sur le recours aux arrêts maladie des salariés français	150
4.1 Introduction	151
4.2 Conditions de travail, santé et arrêts maladie : une revue de la littérature théorique	155
4.3 Les données	157
4.4 Stratégie empirique	170
4.5 Résultats	175
4.6 Conclusion	191
4.7 Annexes	194
Bibliographie	200
5 Evaluation de l'impact de la générosité des prestations sur la demande de congés parentaux au Québec	209
5.1 Introduction	210
5.2 Le régime québécois d'assurance parentale (RQAP)	216
5.3 Stratégie empirique	220
5.4 Résultats	232
5.5 Conclusion	244
5.6 Annexes	248
Bibliographie	264
Conclusion Générale	272
Bibliographie	278
Liste des figures	279
Liste des tableaux	281

Introduction Générale

Trop souvent, face au constat d'une inefficience collective avérée, le décideur public imagine, guidé par son intuition et par le sens commun, un dispositif public pour réduire cette inefficience. Cette posture reste cependant très critiquable selon de nombreux points de vue. En particulier, il est trop souvent négligé, à la fois le poids du contexte (en référence aux travaux de [Kahneman and Tversky \(1979\)](#)), comme si un dispositif public s'avère par nature universel ; et la question de l'adhésion simple et sans effet secondaire de ce dispositif.

Avant d'entrer dans le champ de l'économie et, plus spécifiquement dans le vaste domaine de l'assurance et de la protection sociale, les propos précédents peuvent également être illustrés dans d'autres sciences sociales, comme, par exemple, les sciences politiques. Pour limiter la faible participation aux élections, des démocraties modernes comme la Grèce et la Belgique, ont fait le choix de rendre obligatoire le vote, en renforçant les incitations à aller voter par un système de sanction en cas de non participation : une amende minimale de 25 euros en Belgique, contre une peine plancher d'un mois d'emprisonnement pour la Grèce. Pour autant, le taux de participation en Grèce ne cesse de chuter et a du mal à rester au-dessus de la barre des 60%, tandis qu'il avoisine les 90% en Belgique.

La lecture de ces résultats sur la participation électorale, selon une logique purement économique, laisse penser que l'appropriation de la règle par les électeurs ne se réduit pas simplement à la force supposée des incitations qu'elles sont censées contenir. Derrière l'adhésion à la règle, qui semblerait à tort être soutenue ici simplement par le poids de la sanction, le rôle joué par les interactions sociales et les pressions des pairs semblent en effet bien plus déterminant. Dès lors, le corpus de la théorie économique classique, allant de Jeremy Bentham en 1781, dans la conception du calcul des plaisirs et des peines [[Bentham \(2004\)](#)], jusqu'à Gary Becker en 1968 avec son analyse de la criminalité et de l'application de la loi [[Becker \(1968\)](#)], ne peut intégrer les réponses comportementales des agents économiques en société.

Nombreux sont aussi les exemples pour lesquels la problématique économique est plus immédiate. Le célèbre exemple des crèches israéliennes en est une illustration forte. Pour limiter les retards récurrents des parents venant chercher leurs enfants à la sortie de la crèche chaque

jour, plusieurs crèches israéliennes ont décidé de mettre en place une amende forfaitaire imposée aux parents en cas de retard. Loin d'avoir eu les effets escomptés, la mise en place de cette amende a, au contraire, conduit à une augmentation du nombre de retards (de près du double) [Gneezy and Rustichini (2000)]. Dans un autre registre, l'exemple des comportements de dons du sang est tout aussi révélateur. A partir de la comparaison empirique des décisions de donations de sang aux Etats-Unis et en Angleterre, Titmuss (1997) a montré que l'instauration d'une incitation financière destinée à promouvoir les dons aux Etats-Unis a, au contraire, conduit à un effet négatif à la fois sur leur qualité et leur quantité.

La mise en œuvre d'évaluations d'impact empiriques a ainsi permis, dans ces deux exemples, de mettre en lumière des effets non attendus des dispositifs, résultants finalement de comportements individuels mal anticipés. Dans le premier exemple, les directions des crèches n'avaient en effet pas prévu le fait que les parents percevraient l'amende comme la tarification d'un service supplémentaire (plus d'heures de garde disponibles) [Gneezy and Rustichini (2000)]. De même, l'*effet d'éviction*¹ induit par les incitations monétaires mises en place pour favoriser les dons du sang n'avait pas été anticipé au moment de l'instauration de la mesure.

Dès lors, l'approche empirique, à l'origine de la mise en lumière de ce type de résultats, a pris une place de plus en plus importante compte tenu de sa capacité à fournir une représentation plus réaliste des comportements individuels. Il est en effet très loin d'être anodin d'arriver à caractériser les réactions comportementales et notamment dans le cadre de la mise en place de mesures destinées à encadrer les décisions individuelles. De telles mesures pourraient en effet s'avérer grandement inefficaces en cas d'une mauvaise compréhension des facteurs et chaînes causales à l'origine des comportements qui seront finalement adoptés par les agents économiques. La recherche d'efficience et, en particulier, en matière de politiques publiques, a ainsi conduit à faire des analyses empiriques un outil incontournable d'aide à la décision. Dans le domaine public, par exemple, marqué par une volonté toujours plus importante de maîtrise des déficits publics, la mise en place d'une évaluation quantitative de toute politique mise en œuvre par les décideurs, quel que soit le domaine (ex : emploi, éducation, logement, etc.), est quasiment devenue systématique. L'augmentation de la demande d'évaluations de ce type, qui repose sur l'analyse des comportements individuels, s'est ainsi naturellement accompagnée de celle des méthodes pour y parvenir, comme en témoigne l'important développement de la microéconométrie.

La microéconométrie peut se définir comme l'ensemble des méthodes visant à estimer et à

1. La notion d'*effet d'éviction* (*crowding out effect*) a été mise en évidence par Bruno Frey [Frey and Oberholzer-Gee (1997)], pour désigner le potentiel effet désincitatif des incitations monétaires sur les comportements qui sont valorisés par les individus sur le plan moral (suppression de la motivation intrinsèque) (voir aussi Deci (1971) et Deci and Ryan (2002)).

tester des modèles à partir de données microéconomiques, c'est-à-dire des données dont l'unité d'observation correspond autant que possible aux unités de décision microéconomiques : entreprises, ménages, salariés, usagers, etc. [Cameron and Trivedi (2005) ; Sevestre (2007)]. Historiquement, les premières études quantitatives que l'on peut qualifier de microéconométriques analysaient la consommation des ménages [articles pionniers de Engel (1857) et Allen and Bowley (1935)]. Ce thème fut le cœur de la microéconométrie jusque dans les années 1960 [Morgan (1990)], période à partir de laquelle les champs d'application se sont peu à peu diversifiés avec par exemple des études sur la fonction de production des entreprises [Mundlak (1961), Hoch (1962)]. Ainsi, même si l'analyse des comportements de consommation des ménages reste encore un des champs d'application très important de la microéconométrie, les méthodes économétriques utilisées se sont très largement étendues à d'autres domaines tels que la santé, l'économie du travail, la finance, l'organisation industrielle ou encore l'économie publique et notamment donc en tant qu'outil d'aide à la décision.

Ce travail de thèse recourt largement à la microéconométrie, appliquée à un contexte d'économie publique, en explorant plus spécifiquement les comportements individuels en univers risqué. Il sera en particulier question de traiter de la problématique de la gestion des risques, pas seulement individuels, mais également dans leur dimension sociale (risques sociaux) et qui désignent, de façon générale, les événements qui peuvent provoquer un effet négatif sur le revenu des individus (ex : arrêt maladie) ou qui peuvent entraîner des dépenses importantes (ex : naissance d'un enfant). Dans ce cadre, la notion de protection sociale, qui peut se définir comme l'ensemble des mécanismes de prévoyance collective permettant aux individus de faire face aux conséquences financières des risques sociaux [Nezosi (2016)]², sera au cœur des travaux de cette thèse puisqu'elle désigne l'instrument, au sens large, principalement utilisé par les décideurs dans ce contexte. Par extension et de façon plus spécifique, celle d'assurance aura également une place centrale dans cette recherche. L'analyse des comportements individuels en matière d'assurance a connu un développement important au moment de la révolution de l'économie de l'information qui s'est déployée autour de l'hypothèse d'asymétrie d'information dès le début des années 1970, suite aux travaux fondateurs de Jonh C. Harsanyi [Harsanyi (1967) ; Harsanyi (1968a) ; Harsanyi (1968b)], de Rothschild and Stiglitz (1976), ainsi que des trois récipiendaires du prix Nobel d'économie en 2001, George Akerlof [Akerlof (1970)], Michael Spence [Spence (1973)] et Joseph Eugene Stiglitz [Rothschild and Stiglitz (1976)], et qui continue de perdurer. Toutefois, la profusion des travaux sur le sujet tient majoritairement à des développements théoriques. Dès lors, le travail de recherche mené ici contribuera à apporter de nouveaux éclairages empiriques concernant la question de l'assurance et de son

2. La protection sociale repose sur plusieurs types de mécanismes tels que le versement de prestations sociales (ex : pension de retraite) ou l'accès à des services sociaux (ex : hôpitaux). Ces mécanismes reposent globalement sur trois logiques principales : une logique d'assurance sociale (pour prémunir les individus contre un risque de perte), une logique d'assistance (pour instaurer la solidarité entre les individus) et une logique de protection universelle (pour couvrir certaines catégories de dépenses pour tous les individus).

rôle dans la gestion des risques sociaux, qui reste, dans certains cas, analysée uniquement de manière parcellaire.

Si la question du rôle de l'assurance et, plus particulièrement, de l'assurance sociale, sera au cœur de ce travail doctoral, l'approche retenue se veut résolument plus globale et ira au-delà. Compte-tenu des thématiques qui sont abordées, notamment celles de la santé et plus généralement du capital humain et dont les enjeux sociaux sont majeurs, il n'est en effet pas concevable d'écarter la question de la prévention des travaux menés ici. Avec l'objectif principal d'améliorer la compréhension des comportements individuels et sociaux en contexte risqué et dans le cadre d'une approche empirique, ce travail de thèse aura donc également pour préoccupation de s'inscrire dans une démarche multidimensionnelle avec des enseignements qui ne se restreindront pas à des considérations assurantielles, mais toucheront également la question de la prévention.

Cette thématique très générale recouvre une déclinaison infinie de réalités, qui se distinguent tant par la nature de la décision économique considérée - et de ses conséquences - que par les spécificités de l'environnement dans lequel intervient cet arbitrage, selon le risque étudié. La question sera en partie traitée à travers quatre domaines s'inscrivant dans cette problématique de gestion des risques sociaux, déclinée en cinq chapitres, que sont i) la santé (chapitre 1), ii) la prévention (chapitres 2 et 3), iii) les arrêts maladie (chapitre 4), et enfin iv) la naissance d'un enfant (chapitre 5). S'inscrivant dans cet effort destiné à améliorer la compréhension des comportements individuels et sociaux en environnement incertain, l'objectif principal de chacun de ces chapitres est de tenter d'estimer de façon crédible, en mobilisant différentes approches méthodologiques, les réactions comportementales observées dans le cadre de situations risquées propres à ces différentes thématiques.

Parmi les outils d'investigation empirique, les apports de l'économie comportementale ont été mobilisés. De façon générale, l'économie comportementale désigne l'approche développée pour dépasser l'analyse des comportements économiques fondée uniquement sur un principe de rationalité stricte, en prenant appui sur les avancées de la psychologie sociale, qui a permis de mettre en avant les "anomalies" dans les comportements réels des agents économiques, rarement conformes à la théorie du choix rationnel³. L'émergence de cette discipline doit en particulier son origine aux travaux de Daniel Kahneman et Amos Tversky. Ces deux psychologues ont proposé une approche théorique alternative du comportement économique, nourrie par les apports de la psychologie cognitive. Deux de leurs travaux les plus connus traitent

3. Parmi les très nombreuses références s'efforçant de définir et restituer les enjeux que recouvre l'économie comportementale, nous pouvons citer les travaux de [Roth \(1988\)](#), de [Camerer \(2003\)](#) et [Camerer et al. \(2004\)](#), ou encore ceux, plus récents, de [Charness and Halladay \(2017\)](#) (pour une synthèse francophone voir par exemple [Serra \(2017\)](#) et [Berthet \(2018\)](#)).

ainsi de la compréhension des processus cognitifs à l'origine de la décision économique, dans le but d'en comprendre les fondements et de pouvoir en expliquer les déviations par rapport à l'approche classique beckerienne [Tversky and Kahneman (1974) ; Kahneman and Tversky (1979)]. Leurs recherches, qui ont ensuite permis à Daniel Kahneman l'obtention du Prix Nobel en 2002, expliquent notamment que les individus s'aident d'un nombre limité de principes heuristiques qui réduit les tâches complexes d'évaluation des probabilités et de prédiction de valeurs à de plus simples opérations de jugement. De manière générale, ces heuristiques mènent à d'importants biais (ou biais cognitifs), qui désignent des distorsions systématiques dans le traitement de l'information, rendant dès lors moins valide le jugement, au sens du modèle de l'agent purement rationnel⁴. Dans leur seconde contribution majeure, publiée quatre ans plus tard [Kahneman and Tversky (1979)] et qui donne naissance à la "théorie des perspectives" (*prospect theory*), ils formalisent et documentent finement l'existence de biais cognitifs dans les décisions humaines en mettant en avant les différentes formes qu'ils peuvent prendre, et surtout les effets auxquels ils aboutissent. Dans le cadre d'une approche empirique motivée par la compréhension des mécanismes de décisions individuelles, les concepts développés en économie comportementale occupent ainsi une place importante dans les travaux de cette thèse. Ils ont en particulier été mobilisés dans le cadre des trois premiers chapitres.

Ainsi, ce travail doctoral en économie appliquée, qui s'inscrit dans une perspective à la fois de l'économie du risque et de l'assurance, de l'économie comportementale et également de l'économie publique, propose une analyse des comportements en matière de protection sociale, notamment dans le contexte de la santé et de la gestion du capital humain. Dès lors, l'un des enjeux principaux de ce travail doctoral réside dans la question des méthodes empiriques à mettre en œuvre pour y parvenir, qui comporte en particulier deux défis majeurs qu'il conviendra de relever dans chacune des études menées : i) la construction d'une base et d'un échantillon de données individuelles pertinents, et ii) la mise en œuvre d'un traitement statistique adapté pour identifier les effets recherchés.

Le premier point concerne en particulier la difficulté liée à l'accès à des données microéconomiques correspondantes à l'objet d'étude, et surtout qui rassemblent l'ensemble des conditions nécessaires à la mise en place d'une analyse empirique pertinente au sens de la question de recherche posée. Si le recours à des expérimentations randomisées telles que mises en évidence par Esther Duflo, Abhijit Banerjee et Michael Kremer, lauréats du prix Nobel en 2019 pour "leur approche expérimentale de la lutte contre la pauvreté dans le monde", représente sans conteste le cas de figure idéal pour traiter de l'analyse des réactions comportementales dans un contexte donné, la mise en place de tels dispositifs reste une exception dans les sciences sociales. Pour le cas de l'analyse du marché de l'assurance santé, nous pouvons par exemple

4. Ils sont à différencier de l'erreur qui est aléatoire, alors que les biais présentent un déterminisme qu'il faut cerner.

citer l'expérience contrôlée de la RAND qui fait figure de référence [Keeler and Rolph (1988); Newhouse (1993)] ou encore, pour le cas français, le travail de Chiappori et al. (1998) qui relève d'une expérience naturelle. Ainsi, outre ces quelques exceptions, deux principaux types de données sont généralement mobilisés dans les travaux microéconométriques : les données administratives et les données d'enquête.

Concernant tout d'abord les données administratives, ce type de données représente une source statistique extrêmement riche, qui présente des atouts indéniables notamment en termes de fiabilité et d'exhaustivité. Ces données peuvent dès lors s'avérer particulièrement intéressantes pour mener des études d'évaluation d'impact, notamment en donnant accès à des échantillons très importants, mais qui supposent malgré tout de réunir quelques conditions qui peuvent s'avérer assez restrictives. Il est avant tout nécessaire que les données contiennent des variables de résultats pertinentes au sens de la question de recherche posée, mais surtout la présence d'un choc exogène identifiable (ex : réforme) et dont les effets pourraient se retrouver dans les données, et notamment les variables de résultats considérées.

C'est en particulier le type de données qui a été utilisé dans le cadre du chapitre 5. Ce travail de recherche, qui a pour objectif d'évaluer l'impact de la générosité des prestations parentales sur la demande de congés suite à une naissance au Québec, s'appuie sur les données administratives du Ministère du Travail, de l'Emploi et de la Solidarité sociale (MTESS) québécois, couplées aux données fiscales de Revenu Québec (RQ). Ces données regroupent à la fois des variables de résultats pertinentes (durée du congé demandée) et un cadre propice à la mise en œuvre d'une méthode quasi-expérimentale (identification d'un seuil dans les prestations parentales versées). De plus, comme pour la plupart des données administratives, leur recueil étant institutionnalisé, l'accès à ce type de données est ici synonyme d'exhaustivité (l'échantillon regroupe l'ensemble des prestataires du régime d'assurance parentale québécois), ainsi que d'une période d'observation relativement longue (de 2006, date d'entrée en vigueur du régime d'assurance, à 2017, année la plus récente disponible). Ces caractéristiques permettent de disposer d'un échantillon de données très important (plus de 1,7 millions de prestataires), qui est propice à la mise en œuvre de méthodes sophistiquées.

Toutefois, compte tenu de l'objectif initial des données administratives, dont l'existence précède généralement la question de recherche (ex : objectif de transparence concernant certaines informations relevant du domaine public), elles s'avèrent souvent incomplètes et inadaptées pour répondre à des besoins de recherche scientifique. Cette limite représente dès lors l'une des motivations principales à l'origine de la multiplication de la mise en place de grandes enquêtes socio-économiques, qui offrent une flexibilité plus importante en termes de récolte des données. En effet, de plus en plus d'enquêtes, appliquées à divers domaines (ex : santé, travail, mobilité, éducation, etc.) sont déployées, le plus souvent, encadrées par des équipes de chercheurs qui

les conçoivent à des fins de recherche scientifique et d'évaluation des politiques publiques. Ce point garantit non seulement la qualité de la récolte de données (méthode d'échantillonnage, élaboration du questionnaire, etc.), mais surtout l'anticipation d'un traitement statistique à venir, qu'il n'est pas toujours aisé de mettre en œuvre sur un jeu de données qui ne serait pas prévu à cet effet. Un autre avantage réside dans la représentativité des échantillons interrogés dans le cadre de ces enquêtes (ex : les enquêtes nationales françaises sont généralement représentatives de plus de 90% de la population française métropolitaine). Enfin, la flexibilité de l'outil de récolte, le questionnaire, présente également des avantages notoires dans le cadre d'une approche multidimensionnelle. Il permet par exemple d'intégrer des mesures des préférences individuelles via des échelles analogiques de Likert telles que proposées par [Arrondel et al. \(2004\)](#) (ex : mesure d'aversion au risque utilisée dans le chapitre 1). Il permet également de disposer d'indicateurs standardisés dont la construction repose sur une série de questions intégrées au questionnaire d'enquête (ex : questionnaire de [Karasek \(1979\)](#), utilisé dans le chapitre 4). Ainsi, les chapitres 1 et 4 s'appuient sur deux bases de données d'enquête. Cependant, dans les deux cas, un travail d'enrichissement de la base de données initiale a été réalisé, dans le but d'améliorer la qualité des travaux menés.

Le chapitre 1 de ce travail de thèse, qui a pour objectif principal d'évaluer l'effet du niveau de garanties des contrats d'assurance santé sur la consommation individuelle de soins dans le contexte français, s'appuie sur l'*Enquête sur la santé et la protection sociale* (ESPS), réalisée par l'Institut de recherche et d'information sur l'économie de la santé (IRDES). Ces données d'enquête ont par ailleurs été appariées avec les données administratives françaises de consommation de soins, issues du Système National de Données de Santé (SNDS)⁵. Dans ce cadre, l'appariement des données d'enquête, contenant des caractéristiques individuelles détaillées, des informations sur les contrats de complémentaire santé des individus ainsi que deux mesures de préférences individuelles - le niveau d'aversion au risque et le niveau de préférence pour le présent -, avec des données administratives de consommation de soins, qui offrent l'avantage majeur de garantir la fiabilité des montants de dépenses individuels, permet de disposer d'une source de données privilégiée pour étudier les décisions individuelles en matière de santé.

Dans le cadre du chapitre 4, qui s'intéresse à l'effet des conditions de travail sur le recours aux arrêts maladie des salariés français, un tel appariement dans le but d'enrichir les données d'enquête mobilisées n'était pas envisageable. Ce travail de recherche s'appuie sur les données de la vague 2017 de l'enquête *Surveillance médicale des expositions aux risques professionnels* (SUMER), coordonnée par la Direction de l'animation, de la recherche, des études et des statistiques (Dares) et par la Direction générale du travail (DGT) via l'Inspection mé-

5. Cet exercice d'appariement est directement effectué par l'Institut de recherche et d'information sur l'économie de la santé (IRDES) en charge de réaliser l'enquête ESPS.

dicale du travail (IMT), qui s'intéresse aux conditions de travail des salariés français⁶. Bien que l'enquête SUMER présente de nombreux avantages pour étudier l'impact des conditions de pénibilité sur les arrêts maladie, elle ne contient en revanche aucune information sur les conditions d'indemnisation de ces arrêts, pourtant identifiées comme un des déterminants des absences des salariés. Pour pallier ce problème, nous nous sommes confrontés au défi méthodologique d'enrichir la base SUMER de variables pouvant refléter le niveau individuel d'indemnisation en cas d'absence. Comme aucune base de données formalisée contenant ces informations et susceptible d'être appariée aux données d'enquête n'existait, nous avons dû, pour chaque salarié de notre échantillon et à partir de l'analyse fine des conventions collectives, construire des indicateurs qui approximent le niveau réel d'indemnisation en cas d'arrêts maladie auquel il est soumis selon la durée de ces arrêts. L'intérêt de cet ajout repose sur la prise en compte des incitations financières dues aux conditions d'indemnisation, qui peuvent influencer le comportement des travailleurs et qui est au cœur des préoccupations de ce travail de thèse. Finalement, cette base de données originale, contenant à la fois des informations détaillées sur l'exposition des salariés aux conditions de travail pénibles, leurs arrêts maladies, leurs caractéristiques individuelles, leur état de santé et les conditions d'indemnisation auxquelles ils sont soumis, nous permet de mener une analyse multifactorielle complète.

Enfin, lorsque les données administratives et d'enquêtes existantes, bien que très nombreuses et variées, ne permettent pas de répondre à la question de recherche posée, d'autres méthodes doivent être envisagées, parmi lesquelles nous retrouvons la méthode expérimentale. Un des grands intérêts de l'économie expérimentale est d'offrir un accès immédiat et sans restriction à des données entièrement contrôlées. Cet accès représente un atout indéniable relativement aux données d'enquêtes souvent incomplètes et pas toujours facilement accessibles, et dont le coût est également bien plus important [Montmarquette et al. (2008)]. Les expérimentations en laboratoire permettent également d'étudier des comportements qui sont difficiles à observer avec des données d'enquêtes (pour une description détaillée de la méthode voir Eber and Willinger (2012) ou encore Jacquemet et al. (2019)). Dans ce cadre, le recours à l'approche expérimentale s'est très largement développé et notamment pour répondre à trois objectifs principaux qu'évoquait déjà Roth (1988) dans son triptyque devenu populaire : i) tester les prédictions théoriques et mettre en évidence des régularités comportementales non prédites par les modèles (*speaking to theorists*), ii) examiner des situations peu ou mal analysées dans la littérature théorique (*searching for facts*), et iii) aider à la décision (*whispering in the ears of princes*).

Dans le cadre des chapitres 2 et 3, qui traitent tous les deux de la question de l'arbitrage

6. Sa principale originalité est d'être administrée par des médecins du travail et de prévention volontaires, auprès d'un échantillon représentatif de salariés tirés au sort parmi ceux dont ils assurent la surveillance médicale.

individuel en matière d'assurance et de prévention, la méthode expérimentale a été mobilisée. Cette approche a d'ailleurs déjà montré son intérêt dans le cadre de l'analyse des décisions individuelles en situation risquée, et notamment concernant la question des choix d'assurance, comme peuvent en témoigner la revue de littérature de [Jaspersen \(2016\)](#) consacrée aux travaux expérimentaux sur la question des décisions individuelles d'assurance, ou encore le numéro spécial récemment publié dans la revue *Journal of Economic Behavior & Organization* consacré à l'assurance comportementale [[Corcos et al. \(2020\)](#)]. Ainsi, face au constat, déjà souligné dans la littérature, de l'incapacité récurrente des données de terrain à appréhender de manière satisfaisante les mécanismes d'arbitrage individuels en situation de risque, et, en particulier, en termes de choix d'assurance et de prévention, il nous a semblé utile de chercher un moyen de pallier ce problème. C'est donc pour répondre à cette difficulté, que les chapitres 2 et 3 mobilisent la méthode expérimentale. Plus précisément un protocole expérimental original, permettant de répondre à deux questions de recherche différentes déclinées en deux chapitres distincts, a été développé. En particulier, la conception du protocole, dans lequel plusieurs *traitements* différents ont été mis en œuvre, permet d'identifier les mécanismes d'arbitrage individuels, et surtout les effets d'interaction qui en découlent. Ce travail a ainsi fait l'objet, outre la conception du protocole, d'une implémentation sous le logiciel d'expérimentation Z-tree permettant le recueil des données expérimentales.

En résumé, ce sont quatre sources de données différentes, de natures différentes et contenant des variables également très différentes qui ont été mobilisées dans ce travail de thèse. Les chapitres 1 et 4 s'appuient sur des données d'enquêtes nationales françaises (l'enquête ESPS et l'enquête SUMER, respectivement), avec déjà une première différence notoire en termes de récolte de données puisque la première consiste en la passation d'un questionnaire directement auprès des enquêtés, alors que la deuxième présente la spécificité d'être administrée par des médecins du travail et de prévention. Dans le premier cas, cette méthode de recueil des données, plus classique, a par exemple permis de disposer de mesures de préférences individuelles. Dans le deuxième, c'est au contraire la dimension plus objective qui a pu être valorisée, et notamment concernant l'exposition des salariés aux contraintes de travail pénible. Par ailleurs, dans les deux cas, les bases de données d'enquête ont été enrichies de sorte à pouvoir mettre en œuvre une approche multidimensionnelle souhaitée, à nouveau en utilisant deux méthodes d'enrichissement différentes (appariement avec une base de données administratives existante et construction d'une base inexistante). Le chapitre 5 mobilise une base de données administratives, de nature donc assez différente des données d'enquête précédentes, et qui présente la spécificité d'être des données canadiennes et non françaises contrairement à l'ensemble des autres travaux menés dans ce travail doctoral. Enfin, les chapitres 2 et 3 mobilisent, quant à eux, des données expérimentales, qui correspondent donc à une source statistique originale et propre à ces deux études.

Outre la question de la construction d'une base de données microéconomiques pertinente, le deuxième défi qui se pose concerne donc le traitement statistique le plus adéquate possible pour isoler les différents effets et réactions comportementales. Il est en particulier question ici de l'identification de l'effet causal, et des méthodes à mobiliser pour y parvenir. Pour établir une relation causale entre, par exemple, le niveau d'assurance et le niveau de risque des individus (chapitre 1), il ne suffit pas de montrer que ceux qui sont mieux assurés sont finalement ceux qui coûtent plus cher à l'assureur (niveau de risque final plus élevé). Il faut montrer que *c'est le niveau de couverture qui cause, en définitive, les différences de niveau de risque finaux des individus indépendamment des autres caractéristiques.*

D'un point de vue économétrique tout d'abord, l'identification suppose de traiter des problèmes usuellement rencontrés, notamment liés au mode de construction des échantillons de données individuelles lui-même, tels que l'attrition, la censure ou la sélection endogène. Ces phénomènes d'inobservabilité partielle, s'ils sont liés au comportement étudié, peuvent biaiser les estimations d'impact réel de certaines variables. Par exemple, l'évaluation de l'efficacité d'un programme de prévention sur la santé des individus est rendue complexe par le fait que les individus qui adoptent d'eux-mêmes des comportements vertueux pour la santé ont une plus forte propension à accepter de participer à ce type de programme. En raison des problèmes d'auto-sélection, de participation endogène et de biais de sélection, de nouvelles techniques ont dû être développées par les économètres pour estimer correctement les relations d'effet causal. Depuis le cadre méthodologique proposé par [Rubin \(1974\)](#), plusieurs méthodes microéconométriques sont devenues classiques pour évaluer l'impact des politiques dans le domaine économique⁷. Parmi les principales méthodes quantitatives quasi-expérimentales, deux d'entre elles ont été mobilisées dans le cadre de ce travail doctoral : i) la méthode des variables instrumentales, qui profite de la disponibilité d'une ou plusieurs variable(s) corrélée(s) avec la mesure, mais pas directement avec la variable de résultat (chapitre 1), et ii) une extension de la régression par discontinuité, l'approche par *Regression Kink Design (RKD)*, qui utilise l'existence d'un seuil au-delà duquel le traitement (c'est-à-dire la mesure à évaluer) change brusquement (chapitre 5).

Toutefois, des difficultés de mise en œuvre inhérentes à chacune de ces méthodes obligent à mobiliser simultanément plusieurs raffinements méthodologiques. Par exemple, toute la difficulté des méthodes de régression par discontinuité et s'y apparentant, réside principalement dans deux choix techniques que sont le degré des polynômes et la taille du voisinage autour du point de discontinuité considérés⁸ [[Imbens and Lemieux \(2008\)](#)]. Il existe ainsi plusieurs

7. Ces méthodes ont également été utilisées dans d'autres domaines tels que les domaines médical, social, etc.

8. L'idée de cette méthode est d'estimer localement, autour du point de discontinuité identifié, des régressions polynomiales dans le but de comparer la variable de résultat selon les conditions du traitement dont les bénéficiaires ont bénéficié pour en identifier l'effet causal.

méthodes pour déterminer ces deux paramètres et qui ne cessent de se développer pour en améliorer la précision. De même, la mise en oeuvre de la méthode des variables instrumentales se fait de plus en plus via l'estimation de systèmes d'équations simultanées (parfois de nature différente : équations mixant des variables dépendantes qualitatives et quantitatives), dans lesquels les termes d'erreurs sont autorisés à être corrélés les uns aux autres, afin de mieux tenir compte de l'hétérogénéité inobservée et mieux corriger les problèmes d'endogénéité ou de biais de sélection. Ainsi, la prise en compte de l'ensemble de ces facteurs peut aboutir à des estimations de modèles non-linéaires assez complexes. Les chapitres 1 et 5 qui mobilisent ce type de méthodes ont ainsi prêté une attention particulière à ces considérations.

Dans de nombreux cas, il n'est en revanche pas possible de disposer des sources d'identification exogènes qui sont au fondement des méthodes d'évaluation de politiques publiques telles que les méthodes des variables instrumentales ou de régression par discontinuité. Le recours à d'autres types de stratégies empiriques doit alors être considéré, comme cela a été le cas dans les trois autres chapitres de ce travail doctoral (chapitres 2, 3 et 4). Dans le cadre des chapitres 2 et 3, qui s'appuient sur la méthode expérimentale, la question de la méthode statistique à mettre en oeuvre est moins prégnante. Toutefois, même si l'enjeu principal réside dans l'élaboration du protocole expérimental, garant de la collecte de données empiriques pertinentes et fiables pour évaluer la question de recherche posée, l'exploitation statistique des données expérimentales n'est cependant pas à négliger [Montmarquette et al. (2008) ; Montmarquette (2008)]. Ainsi, la mise en oeuvre complémentaire d'approches non-paramétriques et paramétriques a été effectuée dans chacun des deux chapitres pour permettre d'isoler et de mieux comprendre les effets observés.

Dans le chapitre 4, il a été question de traiter d'un problème d'endogénéité dans un contexte où aucune méthode standard n'était applicable, notamment faute d'instrument pertinent disponible. Ainsi, nous avons eu recours à un système d'équations simultanées où les interdépendances entre les variables d'intérêt (arrêt maladie et état de santé) sont prises en compte via une structure de dépendance entre leurs termes d'erreur. L'utilisation de modèles bivariés va ainsi permettre de contrôler l'hétérogénéité individuelle inobservée, potentiellement à l'origine d'un problème d'endogénéité entre l'état de santé et les arrêts maladie. De plus, nos variables dépendantes (état de santé et prise d'arrêts maladie) étant catégorielles, nous avons recours à un *modèle de régression ordonnée bivariée généralisée* [Hernández-Alava and Pudney (2016)], qui permet, via une approche par copule, de mettre en concurrence plusieurs lois jointes pour les termes d'erreur dont la structure de dépendance diffère, et d'obtenir ainsi des résultats plus robustes [Trivedi and Zimmer (2007) ; Hernández-Alava and Pudney (2016)].

Ainsi, la diversité, à la fois en termes de contexte, d'approches empiriques mises en oeuvre et de données analysées permet à ce travail de thèse d'offrir une vision relativement large et

complémentaire de l'apport potentiel de l'approche microéconomique à la question de l'arbitrage individuel en situation de risque, notamment en termes d'effets attendus de certains dispositifs. L'analyse des réponses comportementales individuelles sera l'occasion de tirer des enseignements sur l'élaboration de dispositifs optimaux, au sens large, destinés à la gestion de certains risques et, en particulier, les risques sociaux. Les contributions de ce travail doctoral sont avant tout destinées à mieux comprendre les déterminants des comportements individuels, avec l'objectif de rendre applicables ces résultats dans une perspective d'évaluation et d'élaboration des politiques publiques.

Les contributions

Le premier chapitre de ce travail doctoral porte sur un aspect déjà largement investi par la littérature, en particulier théorique, concernant l'analyse de la relation entre le niveau d'assurance et la consommation de soins des individus. Pour autant, l'étude économétrique proposée dans ce chapitre comble deux principales lacunes de la littérature, en proposant d'examiner la nature de la relation entre l'assurance et la consommation de soins, d'une part sur données françaises, à partir des données de l'*Enquête Santé et Protection Sociale* (ESPS) pour l'année 2012 appariées avec les données administratives et exhaustives de consommation de soins et, d'autre part, en intégrant explicitement des mesures de préférences individuelles. Premièrement, elle traite de la question de l'impact du niveau de garanties des contrats de complémentaire santé dans le contexte français, peu étudié ou de façon incomplète jusqu'à présent. En effet, la majorité des travaux existants pour la France se sont focalisés sur l'impact de bénéficier ou non d'une assurance santé complémentaire sur les comportements de demande de soins et non sur celui des niveaux de garanties proposés [Caussat and Glaude (1993); Genier (1998); Buchmueller et al. (2004)]. Or, ce type d'analyses peut désormais sembler moins pertinent dans un contexte où plus de 95% des Français sont couverts par une assurance complémentaire santé [Soual (2017)]. C'est pourquoi, cette étude cherche à évaluer l'impact du niveau d'assurance sur la consommation de soins, en retenant comme indicateur synthétique du niveau de couverture globale le montant de la prime payée par les assurés. La deuxième originalité de cette étude est de mettre davantage au cœur des analyses la dimension comportementale et l'hétérogénéité des préférences, en profitant de la disponibilité dans l'ESPS 2012 de mesures pour l'aversion au risque et pour la préférence pour le présent. Alors que de nombreux travaux ont mis en avant le rôle des aspects comportementaux dans l'arbitrage individuel entre assurance et dépenses de santé, et notamment de l'aversion au risque, ils sont en général écartés des analyses empiriques faute de données disponibles.

Si les résultats de ce premier travail de recherche révèlent un effet de sélection endogène, ainsi qu'un impact négatif du niveau de garanties des contrats sur les dépenses de soins, une fois

purgé de l'effet de sélection, ils mettent surtout en avant l'existence de divergences entre les effets prédits par la théorie des contrats et ceux finalement observés. Contrairement à ce que prédit la théorie standard d'asymétrie d'information, l'effet de sélection observé ne serait pas le résultat d'une anticipation du niveau de dépenses de la part des assurés en fonction de leur niveau de risque (prédiction théorique d'anti-sélection [Rothschild and Stiglitz (1976) ; Akerlof (1970)]) mais plutôt celui d'une hétérogénéité individuelle des préférences. De même, alors que l'effet de l'assurance sur le niveau de dépenses prédit par la théorie des contrats suppose une corrélation positive entre les deux, conséquence de la solvabilisation de la demande de soins par l'assurance qui va inciter l'assuré à changer son comportement pour davantage consommer [Arrow (1963) ; Arrow (1968) ; Pauly (1968)], nos résultats conduisent à la conclusion inverse, à savoir celle d'une corrélation négative. Ainsi, en mettant en avant l'existence de ce type d'arbitrages individuels *biaisés* (*i.e.* qui divergent des prédictions théoriques basées sur le principe de rationalité des agents) sur le marché de l'assurance complémentaire santé, ces résultats empiriques pourraient s'avérer particulièrement utiles dans une perspective d'aide à la décision et de réflexion quant à la conception plus optimale de certains mécanismes d'incitation. Par ailleurs, la présence de deux mesures de préférences individuelles dans les données d'enquête utilisées - le niveau d'aversion au risque et de préférence pour le présent - a permis de dégager deux profils d'assurés : les individus les plus averses au risque, pour qui la corrélation négative entre assurance et dépenses est d'autant plus marquée, et les individus les moins averses au risque, pour qui finalement aucune corrélation entre le niveau d'assurance et de dépenses ne semble émerger. Ce premier travail vient ainsi compléter la littérature en apportant des éléments de réponses empiriques nouveaux à un aspect qui relève le plus souvent d'une approche théorique, faute de données disponibles. Ce point souligne ainsi la nécessité de développer des méthodes pour permettre d'en tenir compte et pouvoir ainsi mieux anticiper les effets qui pourront être attendus de certaines mesures. Une des limites de ce travail réside malgré tout dans l'inobservabilité de certains comportements individuels, et notamment en termes de prévention. Alors que l'interprétation des résultats obtenus repose en partie sur l'hypothèse de comportements de prévention accrus pour les individus les plus averses au risque, elle n'est cependant pas vérifiable à partir des données mobilisées dans le cadre de cette étude. C'est pourquoi, les chapitres 2 et 3 tentent d'apporter des éléments de réponse à cette question en recourant à l'approche expérimentale.

Les chapitres 2 et 3 s'inscrivent ainsi dans la continuité des résultats obtenus dans le premier chapitre en tentant d'apporter des éléments de réponses empiriques à une question connexe à la problématique précédente, à savoir celle de l'arbitrage individuel entre assurance et comportements préventifs, qui n'a pu faire l'objet que d'hypothèses dans le cadre du premier travail empirique, faute de données disponibles. Alors que la problématique des décisions individuelles en matière d'assurance et de prévention occupe une place importante dans la littérature, l'ambiguïté des résultats empiriques s'y rattachant reste entière. Dans ce cadre,

l'objectif de ces deux chapitres est d'apporter de nouveaux éléments de réponses empiriques à la question de la compréhension des mécanismes d'arbitrages individuels en présence d'assurance et de prévention, en utilisant l'approche expérimentale. Cette question générique sera en particulier traitée à travers deux questions de recherche différentes mais complémentaires.

Le chapitre 2 a pour objectif principal de tester l'impact de l'introduction explicite d'une option de prévention sur les choix d'assurance des individus. Alors que la plupart des travaux existants se sont intéressés à l'impact de l'assurance sur la prévention, cette étude expérimentale propose de poser la question inverse. Il sera ainsi question, à partir de la comparaison de deux designs expérimentaux, de comparer les choix d'assurance des individus dans un contexte d'assurance obligatoire, selon la présence ou non d'un mécanisme de prévention. La confrontation des deux traitements différents va ainsi permettre d'évaluer l'impact de l'option de prévention sur les choix d'assurance, dans un environnement dynamique où choix d'assurance et de prévention interviennent de manière séquentielle. Par ailleurs, un troisième design expérimental a également été mis en œuvre dans le but d'analyser les comportements de prévention des assurés, une fois le contrat d'assurance souscrit. En effet, si l'introduction d'une option de prévention affecte les choix d'assurance en suscitant une intention de prévenir du risque de la part des agents économiques, comment se traduit ensuite cet arbitrage en termes d'effort de prévention ? Ainsi, le second objectif de cette étude réside dans l'analyse de séquentialité des choix d'assurance et de prévention des participants, dans le but de déterminer si les décisions individuelles observées sont cohérentes.

Les résultats expérimentaux révèlent que l'introduction de l'option de prévention diminue la demande d'assurance des participants, qui expriment ainsi une intention de faire de la prévention en seconde étape. Cependant, cette intention de prévenir ne se concrétise pas ensuite par une action : les analyses concernant les niveaux d'effort de prévention des participants révèlent en effet que les participants qui ont volontairement choisi de moins s'assurer en raison de la présence de l'option de prévention ne fournissent pas davantage d'effort pour diminuer la probabilité de risque en seconde étape. Il semblerait donc que les participants, révisent leur planification initiale au moment d'effectuer l'effort. Ce schéma décisionnel révèle une divergence entre l'intention et l'action de prévention qui vient ainsi questionner la cohérence des choix individuels en matière de gestion des risques, et les conséquences qui en découlent. Par ailleurs, outre la mise en lumière de l'incohérence des choix individuels en environnement incertain, ces résultats expérimentaux questionnent également sur la manière de s'en saisir afin d'en limiter l'apparition qui, dans le cadre d'une approche normative, est généralement non souhaitable en terme de gestion des risques. Une piste intéressante pourrait être celle de la notion de contrainte et de la manière dont elle pourrait être mise en œuvre pour inciter les individus à faire des choix optimaux. Le chapitre 3 s'inscrit dans la lignée de cette réflexion, en analysant si le fait d'imposer un contrat d'assurance pourrait avoir un impact sur les com-

portements préventifs des assurés.

Plus précisément, le chapitre 3 s'intéresse à la notion de *valeur du choix* (*value of choice*) et, en particulier, à son rôle dans l'arbitrage entre assurance et prévention. Alors que la plupart des travaux empiriques, qui se sont intéressés à la problématique du choix en assurance et de ses effets, l'ont fait en termes d'optimalité de la demande d'assurance, c'est son impact sur les comportements préventifs des assurés qui est évalué dans le cadre du chapitre 3. Il est question dans ce travail de comparer le niveau d'effort de prévention fourni par les sujets expérimentés pour diminuer la probabilité de risque (prévention) entre le cas où ils ont la possibilité de choisir un contrat d'assurance dans un menu et le cas où le contrat est imposé. L'intérêt de cette étude est double. D'une part, elle va permettre d'apporter de nouveaux éléments de réponse empiriques quant aux déterminants des décisions individuelles d'effort de prévention et, en particulier, du rôle que peut jouer l'assurance. D'autre part, en termes de design de marché, elle va permettre de juger de la pertinence du mécanisme de choix en assurance dans une perspective de soutenabilité de la prévention. Alors que le chapitre précédent a mis en évidence des comportements de choix d'assurance et de prévention sous-optimaux, et dans un contexte où il serait souhaitable que les individus s'assurent et adoptent des comportements préventifs, il est ici question de tester si la mise en place d'une mesure contraignante concernant le choix du contrat d'assurance pourrait venir affecter les décisions individuelles en matière de gestion des risques.

L'évidence expérimentale révèle un impact négatif de l'introduction de l'option de choix du contrat sur les comportements préventifs des assurés : la liberté de choix laissée aux participants se traduirait par moins d'effort de prévention pour réduire la probabilité de risque, quel que soit le niveau de couverture dont ils disposent. Ce nouveau résultat vient ainsi questionner les vertus de la liberté de choix des assurés en matière de contrat sur l'efficacité de la prévention. Ce résultat original comporte des implications en termes de politiques publiques et de design de marché l'assurance, et notamment en termes d'incitation à mettre en œuvre dans le cadre d'une approche normative visant à promouvoir des décisions optimales en termes d'assurance et de prévention. Le caractère contraignant du contrat d'assurance pourrait dans ce cadre avoir un double intérêt en limitant les comportements sous-optimaux d'assurance, constatés dans le chapitre 2, en imposant un contrat adapté, tout en incitant à plus d'effort de prévention.

Le quatrième chapitre de ce travail de thèse s'intéresse à la question des comportements de recours aux arrêts maladie de la part des salariés français. Ce champ d'application, qui recouvre des enjeux d'intérêt public majeurs, tant en termes de santé publique que d'un point de vue économique (productivité des salariés, parcours professionnel, etc.), est abordé sous l'angle spécifique du rôle joué par les conditions de travail pénibles, notamment dans une perspective

de mesures de prévention à mettre en place. La dimension assurantielle, qui correspond dans ce cas aux conditions d'indemnisation auxquelles sont soumis les salariés et qui intervient en tant que mécanisme de régulation, sera par ailleurs intégrée à nos analyses. Il sera ainsi question, dans le cadre d'une approche empirique globale et multidimensionnelle, de s'intéresser aux déterminants du recours aux arrêts maladies des salariés français pour tenter de comprendre les mécanismes d'arbitrage individuels sous-jacents, dans une perspective d'aide à la décision.

Ainsi, à partir de la vague 2017 de la base de données SUMER, enrichie de variables concernant le niveau d'indemnisation des salariés en cas d'absence, les résultats économétriques révèlent tout d'abord que l'état de santé et le recours aux arrêts maladie ne sont pas nécessairement régis par les mêmes déterminants, soulignant ainsi le fait que la dimension médicale n'est pas la seule composante à l'origine de la décision de s'absenter des salariés. Par ailleurs, les résultats mettent en évidence que la relation entre les conditions d'indemnisation et le recours aux arrêts maladie n'est pas aussi simple que celle prédite par la théorie économique et, en particulier, concernant l'existence d'un effet incitatif en cas de conditions d'indemnisation plus généreuses. Enfin, l'exposition des salariés à certains facteurs de pénibilité semble être à l'origine de disparités en termes d'absence pour raison de maladie avec, en particulier, un effet majeur de l'exposition aux risques psychosociaux qui influence à la fois l'état de santé ressenti à court terme, la fréquence et la durée des arrêts maladie des salariés, et dont l'ampleur est plus marquée que pour l'ensemble des autres facteurs considérés.

Ce quatrième travail recouvre à nouveau des enjeux scientifiques et d'aide à la décision importants. D'une part, l'approche multifactorielle mise en œuvre souligne la diversité des facteurs individuels qui peuvent expliquer les comportements de recours aux arrêts maladie, tout en permettant une meilleure identification de ces derniers. Ce premier point apporte ainsi des éclairages pertinents, dans un contexte où les modèles de prévisions, par exemple utilisés par la Caisse nationale de l'assurance maladie (CNAM) pour expliquer les tendances structurelles des absences des salariés, se contentent principalement d'intégrer des facteurs macroéconomiques, faute d'une connaissance satisfaisante des interactions microéconomiques existantes. D'autre part, outre la caractérisation du rôle des conditions d'indemnisation en tant que mécanisme de gestion du risque santé des salariés, qui, encore une fois, se révèle différent des prédictions théoriques économiques, les résultats mettent en avant l'importance de certains risques prédominants, en particulier l'exposition des salariés aux risques psychosociaux, soulignant ainsi la nécessité d'un ciblage accru de ces risques dans les mesures préventives à mettre en œuvre. Par ailleurs, le caractère appliqué et concret de ce travail de recherche peut notamment être confirmé par son lien avec un contrat de recherche pour la Direction de l'Animation de la Recherche, des Etudes et des Statistiques (DARES) et qui a donné lieu à un rapport intitulé "*Disparités d'exposition aux facteurs de pénibilité en milieu professionnel*".

et inégalités sociales de santé"⁹, co-rédigé avec Nathalie Havet et Alexis Penot¹⁰.

Enfin, le chapitre 5 est consacré aux décisions des travailleurs quant au fait de prendre un congé parental à la suite d'une naissance. Plus précisément, ce travail propose une évaluation de l'effet causal de la générosité des prestations familiales versées aux mères les plus modestes sur leur demande de congés parentaux au Québec. Outre les enjeux majeurs que recouvre la question de la demande de congé des parents (bien-être de l'enfant, conciliation entre vie familiale et vie professionnelle, égalité entre hommes et femmes, etc.), le travail empirique réalisé dans le cadre de ce chapitre permet à la fois de mesurer pour la première fois l'effet causal de la générosité des prestations familiales sur les comportements de recours aux congés parentaux des familles modestes, mais également d'identifier l'hétérogénéité de cet effet selon certaines caractéristiques individuelles. Les résultats révèlent un effet positif de la générosité des prestations familiales versées aux mères les plus modestes sur la durée du congé parental qu'elles demandent. Ils montrent également que cet effet varie selon la situation familiale de la mère, avec un effet plus marqué pour les mères monoparentales.

D'un point de vue scientifique, ces résultats fournissent, à notre connaissance, la première évaluation de l'élasticité de la demande de congés des parents de familles modestes au montant des prestations familiales versées. En termes de politiques publiques et, en particulier, de politiques familiales, cette étude apporte des éclairages majeurs à la fois en termes d'évaluation d'impact du système actuel qui n'avait encore jamais été évalué sous cet angle, notamment dans une perspective de révisions des paramètres actuels, qui est justement à l'ordre du jour des agendas politiques de nombreux pays et, en particulier, au Québec. Ainsi, cette étude s'inscrit dans le cadre de l'économie publique en apportant des éléments de réponses quant à la question des leviers disponibles pour limiter les inégalités sociales de recours aux congés observés dans de nombreux régimes d'assurance parentale. De façon plus générale, ce type de résultats conduit à repenser les politiques, notamment en termes de ciblage des populations, dans le but de répondre à une logique d'efficience des programmes. Il souligne également la nécessité d'aller de plus en plus vers une démarche d'intégration des réactions comportementales dans la conception des dispositifs de sorte à obtenir effectivement les effets souhaités. Enfin,

9. Le contenu du rapport commandité par la DARES est indépendant du travail de recherche présenté dans cette thèse. En revanche, ce sont bien les problématiques soulevées par le commanditaire qui nous ont amenés à conduire cette étude. Par ailleurs, ce rapport de recherche a également donné lieu à la valorisation des certains résultats dans le cadre de deux publications scientifiques, à nouveau totalement indépendantes des travaux présentés dans cette thèse (N. Havet, A. Penot, M. **Plantier**, M. Morelle, B. Fervers et B. Charbotel (2019), « Trends in the control strategies for occupational exposure to carcinogenic, mutagenic, and reprotoxic chemicals in France (2003-2010) », *Annals of Work Exposures and Health*, vol. 63, n°5, June, pp. 488-504. ; N. Havet, J. Fournier, J. Stefanelli, M. **Plantier** et A. Penot (2020), « Disparate exposure to physically demanding working conditions in France », *Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique*, vol. 68, n°6, November, pp. 327-336.).

10. N. Havet, A. Penot, M. **Plantier** (2021) « Disparités d'exposition aux facteurs de pénibilité en milieu professionnel et inégalités sociales de santé », Rapport final de recherche pour la DARES, Ministère français de la santé et de la solidarité, convention de recherche n°CIF 17/044, Mai 2021, 201 pages.

nous pouvons également mentionner le fait que l'idée de la question de recherche traitée dans ce dernier chapitre émane à nouveau d'une demande à l'initiative d'acteurs socio-économiques de terrain puisqu'elle fait écho à un mandat d'évaluation commandité par le Conseil de gestion de l'assurance parentale (CGAP) québécois¹¹, intitulé "Évaluation des scénarios possibles relatifs à la mesure de majoration des prestations pour les familles à faible revenu du RQAP"¹², co-rédigé avec Nathalie Havet et Guy Lacroix¹³.

11. J'ai intégré l'équipe de recherche du CGAP en janvier 2020 en tant que doctorante invitée à l'Université Laval sous la direction de Guy Lacroix, professeur d'économie à l'Université Laval, dans le cadre d'un contrat de recherche incluant deux volets : un mandat d'évaluation concernant l'évaluation de la mesure de majoration du régime québécois d'assurance parentale (RQAP) (rapport cité ci-après), et un travail de recherche (chapitre 5 de cette thèse). Les deux travaux sont totalement indépendants.

12. À nouveau, même si l'objectif et le contenu de ce rapport d'évaluation sont totalement indépendants du travail de recherche présenté dans le chapitre 5, les problématiques soulevées par les besoins du CGAP ont largement inspiré cette étude.

13. N. Havet, **M. Plantier**, G. Lacroix (2020) « Évaluation des scénarios possibles relatifs à la mesure de majoration des prestations pour les familles à faible revenu du Régime québécois d'assurance parentale », Mandat d'évaluation préparé pour le Conseil de Gestion de l'Assurance Parental (CGAP), Gouvernement du Québec, Septembre 2020, 45 pages.

Bibliographie

- Akerlof, G. A. (1970), 'The market for "lemons" : Quality uncertainty and the market mechanism', *The Quarterly Journal of Economics* **84**(3), 488–500.
- Allen, R. G. D. and Bowley, A. L. (1935), *Family expenditure : A study of its variations*, P.S. King & Son, London.
- Arrondel, L., Masson, A. and Verger, D. (2004), 'Les comportements de l'épargnant à l'égard du risque et du temps', *Économie et Statistique* **374**(1), 9–19.
- Arrow, K. J. (1963), 'Uncertainty and the welfare economics of medical care', *The American Economic Review* **53**(5), 941–973.
- Arrow, K. J. (1968), 'The economics of moral hazard : Further comment', *The American Economic Review* **58**(3), 537–539.
- Becker, G. S. (1968), 'Crime and punishment : An economic approach', *Journal of Political Economy* **76**(2), 169–217.
- Bentham, J. (2004), *Chrestomathia*, Cahiers de l'Unebévüe.
- Berthet, V. (2018), *L'erreur est humaine : Aux frontières de la rationalité*, CNRS Editions, Paris.
- Buchmueller, T., Couffinhal, A., Grignon, M. and Perronnin, M. (2004), 'Access to physician services : does supplemental insurance matter ? evidence from France', *Health Economics* **13**(7), 669–687.
- Camerer, C. F. (2003), *Behavioral Game Theory : Experiments in Strategic Interaction*, Princeton University Press.
- Camerer, C. F., Loewenstein, G. and Rabin, M. (2004), *Advances in Behavioral Economics*, Princeton University Press.
- Cameron, A. C. and Trivedi, P. K. (2005), *Microeconometrics : Methods and Applications*, Cambridge University Press.

- Caussat, L. and Glaude, M. (1993), ‘Dépenses médicales et couverture sociale’, *Economie et Statistique* **265**(1), 31–43.
- Charness, G. and Halladay, B. (2017), ‘BE and EE : Cousins but not twins’, *Journal of Behavioral Economics for Policy* **1**(2), 5–9.
- Chiappori, P.-A., Durand, F. and Geoffard, P.-Y. (1998), ‘Moral hazard and the demand for physician services : First lessons from a French natural experiment’, *European Economic Review* **42**(3), 499 – 511.
- Corcos, A., Montmarquette, C. and Pannequin, F. (2020), ‘Behavioral insurance : Public issues and private challenges’, *Journal of Economic Behavior & Organization* . Special Issue edited by Anne Corcos, Claude Montmarquette, François Pannequin.
- Deci, E. L. (1971), ‘Effects of externally mediated rewards on intrinsic motivation’, *Journal of Personality and Social Psychology* **18**(1), 105–115.
- Deci, E. and Ryan, R. (2002), *Handbook of Self-Determination Research*, The University of Rochester Press.
- Eber, N. and Willinger, M. (2012), *L’Economie expérimentale*, Repères, La Découverte.
- Engel, E. (1857), ‘Die produktions-und consumptionsverhältnisse des königreichs sachsen’, *Zeitschrift des Statistischen Büreaus des Königlich Sächsischen Ministerium des Innern* .
- Frey, B. S. and Oberholzer-Gee, F. (1997), ‘The cost of price incentives : An empirical analysis of motivation crowding-out’, *The American Economic Review* **87**(4), 746–755.
- Genier, P. (1998), ‘Assurance et recours aux soins. Une analyse microéconométrique à partir de l’enquête santé 1991-1992 de l’Insee’, *Revue économique* **49**(3).
- Gneezy, U. and Rustichini, A. (2000), ‘A fine is a price’, *The Journal of Legal Studies* **29**(1), 1–17.
- Harsanyi, J. C. (1967), ‘Games with incomplete information played by "bayesian" players, part i. the basic model’, *Management Science* **14**(3), 159–182.
- Harsanyi, J. C. (1968a), ‘Games with incomplete information played by "bayesian" players, part ii. bayesian equilibrium points’, *Management Science* **14**(5), 320–334.
- Harsanyi, J. C. (1968b), ‘Games with incomplete information played by "bayesian" players, part iii. the basic probability distribution of the game’, *Management Science* **14**(7), 486–502.
- Hernández-Alava, M. and Pudney, S. (2016), ‘Bicop : A command for fitting bivariate ordinal regressions with residual dependence characterized by a copula function and normal mixture marginals’, *The Stata Journal* **16**(1), 159–184.

- Hoch, I. (1962), ‘Estimation of production function parameters combining timeseries and cross-section data’, *Econometrica* **30**(1), 34–53.
- Imbens, G. W. and Lemieux, T. (2008), ‘Regression discontinuity designs : A guide to practice’, *Journal of Econometrics* **142**(2), 615 – 635.
- Jacquemet, N., Le Lec, F. and L’Haridon, O. (2019), *Précis d’économie expérimentale*, Economie et Statistiques Avancées, Economica.
- Jaspersen, J. G. (2016), ‘Hypothetical surveys and experimental studies of insurance demand : A review’, *Journal of Risk and Insurance* **83**(1), 217–255.
- Kahneman, D. and Tversky, A. (1979), ‘Prospect theory : An analysis of decision under risk’, *Econometrica* **47**(2), 263–92.
- Karasek, R.-A. (1979), ‘Job demands, job decision latitude, and mental strain : implications for job redesign’, *Administrative Science Quarterly* **24**, 285–308.
- Keeler, E. B. and Rolph, J. E. (1988), ‘The demand for episodes of treatment in the health insurance experiment’, *Journal of Health Economics* **7**(4), 337–367.
- Montmarquette, C. (2008), ‘L’économétrie des données expérimentales : défis et opportunités’, *Economie et Prévision* (182), 7–17.
- Montmarquette, C., Masclot, D., Malgrange, P. and Denant-Boèmont, L. (2008), ‘Economie expérimentale, outil d’aide à la décision. Présentation générale’, *Economie et Prévision* (182), 1–6.
- Morgan, M. S. (1990), *The History of Econometric Ideas*, Historical Perspectives on Modern Economics, Cambridge University Press.
- Mundlak, Y. (1961), ‘Empirical production function free of management bias’, *Journal of Farm Economics* **43**(1), 44–56.
- Newhouse, J. P. (1993), *Free for All? Lessons from the RAND Health Insurance Experiment*, Harvard University Press.
- Nezosi, G. (2016), *La protection sociale*, La documentation française, chapter La politique familiale.
- Pauly, M. V. (1968), ‘The economics of moral hazard : Comment’, *The American Economic Review* **58**(3), 531–537.
- Roth, A. (1988), ‘Laboratory experimentation in economics : A methodological overview’, *Economic Journal* **98**(393), 974–1031.

- Rothschild, M. and Stiglitz, J. (1976), 'Equilibrium in competitive insurance markets : An essay on the economics of imperfect information', *Quarterly Journal of Economics* **90**(4), 629–49.
- Rubin, D. (1974), 'Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies', *Journal of Educational Psychology* **66**, 688–701.
- Serra, D. (2017), *Économie comportementale*, Economica, Paris.
- Sevestre, P. (2007), 'L'enseignement de la microéconométrie', *Revue d'Economie Politique* **117**, 441–454.
- Soual, H. (2017), 'Les dépenses de santé depuis 1950', *Etudes et résultats, Drees* (1017).
- Spence, M. (1973), 'Job market signaling', *The Quarterly Journal of Economics* **87**(3), 355–374.
- Titmuss, R. M. (1997), *The Gift Relationship : From Human Blood to Social Policy*, The New Press.
- Trivedi, P. and Zimmer, D. (2007), 'Copula modeling : An introduction for practitioners', *Foundations and Trends(R) in Econometrics* **1**(1), 1–111.
- Tversky, A. and Kahneman, D. (1974), 'Judgment under uncertainty : Heuristics and biases', *Science* **185**(4157), 1124–1131.

Chapitre 1

L'effet de l'assurance complémentaire santé sur les dépenses individuelles de soins dans le contexte français

Ce chapitre est également lié à un travail de recherche en collaboration avec Nathalie Havet¹.

Résumé

L'objectif de cette étude est d'évaluer l'effet du niveau de garanties des contrats d'assurance santé sur la consommation individuelle de soins dans le contexte français, en tenant compte de la dimension comportementale à travers les notions d'aversion au risque et de préférence pour le présent. A partir d'une étude économétrique sur les données de l'*Enquête Santé et Protection Sociale* (ESPS) de 2012, fusionnées aux données de consommation de soins pour cette même année (base SNDS), l'estimation d'un modèle de régression à équations simultanées révèle tout d'abord un effet de sélection endogène, qui ne serait cependant pas imputable à l'hétérogénéité des niveaux de risque (anti-sélection) mais à une hétérogénéité individuelle inobservée résiduelle. De plus, l'hypothèse de comportements d'aléa moral n'est pas vérifiée : au contraire, une corrélation négative caractérise la relation entre le niveau d'assurance et le niveau de dépenses de soins des assurés. Enfin, la prise en compte de deux mesures de préférences individuelles et, en particulier, celle concernant le niveau d'aversion au risque, nous permet de dégager deux profils d'assurés : les individus les plus averses aux risques, pour lesquels la corrélation négative entre risque et assurance est d'autant plus marquée, et les individus les moins averses au risque pour lesquels finalement aucune corrélation entre les niveaux d'assurance et de dépenses ne semble émerger.

Mots-clés : Assurance santé ; dépenses de santé ; asymétrie d'information ; aversion au risque

1. Université Claude Bernard Lyon 1, Laboratoire SAF, Lyon, France.

1.1 Introduction

Afin de permettre à l'ensemble de la population, y compris les plus pauvres et les plus malades, d'avoir un accès minimum aux soins, la plupart des pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) ont instauré des systèmes d'assurance santé universelle de base. Cette couverture obligatoire réduit le risque financier associé à la survenue de la maladie, mais n'est en général pas complète, laissant à la charge des individus une partie des dépenses de santé, part qui est variable selon le pays considéré. En Europe par exemple, quel que soit le mode de gestion de la couverture obligatoire (ex : caisse publique, privée ou autre), la part moyenne prise en charge variait, en 2014, de 62% des dépenses totales pour la Suisse à presque 85% pour l'Allemagne [Lafon and Montaut (2017)]. En France, le niveau de prise en charge de la consommation de soins et de biens médicaux (CSBM) par la Sécurité Sociale s'élevait à 78% cette même année. Toutefois, dans la plupart de ces pays, les individus peuvent souscrire une assurance santé privée, en complément de l'assurance obligatoire de base, afin de réduire encore la partie des dépenses laissée à leur charge. Le rôle de l'assurance privée varie aussi d'un pays à l'autre, avec une place particulièrement importante en France, puisqu'elle couvrait un peu plus de 13% de la CSBM en 2014, contre, par exemple, seulement 1,5% en Allemagne qui dispose pourtant d'une couverture complémentaire du même type (assurances privées facultatives dans un système géré par des caisses publiques) [Lafon and Montaut (2017)].

Malgré l'existence de ces systèmes de protection sociale, de nombreux assurés sont obligés de renoncer à certains soins. Par exemple, en 2014, 25% des Français déclaraient avoir renoncé à au moins un soin pour raison financière au cours de l'année écoulée [Célant et al. (2017)], alors que les taux de couverture nationaux sont relativement élevés. Ce constat selon lequel la dimension financière reste encore aujourd'hui cruciale dans l'accès aux soins souligne le besoin de mieux comprendre les effets de l'assurance, et plus généralement, son efficacité sur les comportements individuels de recours aux soins.

La relation entre le niveau d'assurance et la consommation de soins occupe une place centrale dans la littérature théorique économique. Elle a essentiellement été analysée par le prisme de la théorie des contrats, qui prédit une corrélation positive entre les deux, en raison de deux mécanismes complémentaires liés à la présence d'asymétrie d'information caractérisant les marchés de l'assurance : un *effet de sélection* et un *effet d'aléa moral*. Le premier, l'*effet de sélection*, désigne le fait que les individus, qui détiennent une information privée sur leur niveau de risque (c'est-à-dire sur leur état de santé), vont choisir de manière stratégique leur niveau d'assurance, notamment en s'assurant davantage s'ils anticipent des dépenses importantes en soins médicaux, et tout cela sans que l'assureur ne puisse en tenir compte dans sa tarification (information privée sur le niveau de risque) [Rothschild and Stiglitz (1976)]. Dans

ce cas, la meilleure couverture assurantielle est une conséquence plutôt qu'un facteur explicatif du niveau de recours aux soins médicaux (anti-sélection). Le deuxième effet, celui d'*aléa moral*, renvoie aux conséquences de la solvabilisation de la demande de soins par l'assurance : l'assuré, qui ne supporte plus qu'une partie, plus ou moins importante, des coûts liés à sa consommation de soins, va changer son comportement en réponse aux incitations générées par l'assurance, à nouveau sans que l'assureur ne puisse l'observer et surtout le contrôler (information privée sur les comportements) [Arrow (1963); Arrow (1968); Pauly (1968)]. D'une part, les individus avec des niveaux de couverture élevés et se sentant bien couverts, peuvent être susceptibles d'adopter des comportements plus à risque, c'est-à-dire augmentant la probabilité de survenue d'un problème de santé et donc de consommations de soins. L'ampleur de cet effet, appelé *aléa moral ex-ante*, est néanmoins consensuellement considérée comme limitée, étant donné les conséquences sanitaires induites par le risque santé et compte tenu de l'impact négatif sur le bien-être qui en découle (dégradation irréversible du capital santé, douleur, etc.). D'autre part, il peut exister un effet revenu induit par l'assurance, appelé *aléa moral ex-post* : en réduisant les coûts associés à la consommation de soins médicaux, les individus, face à un problème de santé, sont incités à consommer davantage. C'est d'ailleurs, une des principales raisons d'être de l'assurance (limiter le renoncement à des soins), même si au-delà d'un certain point, la présence d'assurance peut entraîner de la surconsommation médicale². Ainsi, selon la théorie des contrats, seule la confirmation d'un effet d'aléa moral permettra de considérer la couverture assurantielle comme un réel facteur explicatif des consommations de soins et donc comme un outil de régulation de l'accès aux soins et des dépenses de santé. D'ailleurs, si le taux de couverture assurantielle a une influence sur les dépenses (plus que l'inverse), les assureurs, qu'ils soient publics ou privés, pourraient être amenés à réexaminer les termes de leur arbitrage entre mutualisation des risques et incitations financières [Albouy and Crépon (2007)]. C'est pourquoi, les études empiriques ont pour enjeu majeur d'estimer l'effet potentiel d'aléa moral sur la consommation de soins, tout en ayant purgé l'effet de sélection.

Or, les nombreux travaux qui se sont prêtés à cet exercice ne sont pas parvenus à un consensus. De fortes disparités dans l'ampleur de l'effet d'aléa moral estimé, inter et intra-pays, sont apparues en fonction des indicateurs de couverture assurantielle et de consommations de soins retenus (nombre de consultations, d'hospitalisations ou montant des dépenses) [Cutler et al. (2008)]. Mais surtout, un certain nombre d'études a remis en cause l'existence même d'un effet d'aléa moral, en trouvant un effet non significatif du niveau d'assurance sur le niveau de consommations de soins (exemple : Cardon and Hendel (2001) sur données américaines), voire même un effet statistiquement négatif (exemple : Fang et al. (2008) et Buchmueller et al. (2013) pour respectivement les marchés de l'assurance santé américain et australien). Face à

2. Il convient de mentionner que ce potentiel phénomène d'augmentation de la consommation n'est pas forcément du fait de l'assuré lui-même mais peut très bien provenir du côté de l'offre de soins (phénomène de demande induite). Ce point n'est pas abordé dans notre étude. De même, l'effet de l'assurance sera traité de manière générale et neutre, sans chercher à distinguer ce qui revêt ou non d'une surconsommation.

ces résultats contradictoires par rapport aux prédictions des modèles standards de la théorie des contrats, d'autres mécanismes pouvant inverser la corrélation positive entre assurance et consommations de soins ont été examinés. En particulier, [Chiappori et al. \(2006\)](#) montrent qu'à partir du moment où il existe une hétérogénéité des préférences entre individus, notamment vis-à-vis du risque, non observée par l'assureur, le signe de la corrélation entre niveau d'assurance et niveau de risque, capté par la consommation de soins, devient indéterminé. Intuitivement, un individu avec une forte aversion pour le risque aura certes tendance à manifester une forte demande d'assurance afin de limiter les conséquences négatives en cas de survenue d'un problème de santé, mais aura parallèlement tendance à investir dans des activités dites préventives afin de diminuer son risque (soit en termes de probabilité d'occurrence, soit en termes de montant de la perte³), ce qui conduit à une corrélation négative entre le niveau d'assurance et le niveau de risque finalement observé [[Hemenway \(1990\)](#); [Hemenway \(1992\)](#); [de Meza and Webb \(2001\)](#); [De Donder and Hindriks \(2009\)](#)]. Ainsi, selon que l'hétérogénéité inobservée dans les préférences domine ou non celle dans le niveau de risque (état de santé), le signe de l'effet de l'assurance sur la consommation de soins peut être positif ou négatif. En d'autres termes, si la source principale de l'hétérogénéité individuelle inobservée n'est pas attribuable au niveau de risques des assurés, la prédiction initiale d'anti-sélection induite par les niveaux de dépenses de santé anticipés peut ne plus être valide, ce qui peut conduire à un effet de sélection s'opposant à celui d'aléa moral, au lieu qu'ils jouent dans le même sens sur la consommation de soins. Par ailleurs, même si les différences d'aversion au risque entre individus sont la dimension la plus souvent avancée dans la littérature pour justifier de l'existence d'hétérogénéité des préférences modifiant les arbitrages individuels entre assurance et dépenses de santé, d'autres dimensions de préférences individuelles, déjà investiguées dans d'autres contextes, telles que la préférence pour le présent, la procrastination ou la myopie [[Kahneman and Tversky \(1979\)](#)] pourraient également jouer un rôle important. Pourtant, l'ensemble de ces aspects comportementaux, y compris le rôle de l'aversion pour le risque, ont été, en général, écartés des analyses empiriques faute de données disponibles.

L'étude économétrique proposée dans ce chapitre comble deux principales lacunes de la littérature, en proposant d'examiner la nature de la relation entre l'assurance et la consommation de soins, d'une part sur données françaises, et d'autre part en intégrant explicitement des mesures de préférences individuelles. Premièrement, elle traite de la question de l'impact du niveau de garanties des contrats de complémentaire santé dans le contexte français, peu étudié ou de façon incomplète jusqu'à présent. En effet, la majorité des travaux existants pour la France se sont focalisés sur l'impact de bénéficier ou non d'une assurance santé complémentaire sur les comportements de demande de soins et non sur celui des niveaux de garanties

3. La littérature économique distingue ces deux types de prévention sous les termes d'*auto-protection* (*self-protection*), qui désigne l'ensemble des mesures applicables à la diminution de la probabilité de risque, et d'*auto-assurance* (*self-insurance*), qui désigne l'ensemble des mesures applicables à la diminution du montant de la perte en cas de survenue de l'évènement risqué [[Ehrlich and Becker \(1972\)](#)].

proposés [Caussat and Glaude (1993); Genier (1998); Buchmueller et al. (2004)]. Or, ce type d'analyse est désormais caduc dans la mesure où, depuis 2012, plus de 95% des Français sont couverts par une assurance complémentaire santé [Soual (2017)] et que ceux qui n'en ont pas présentent des caractéristiques très spécifiques⁴. Malgré cette couverture quasi-complète de la population française, d'importantes disparités en termes de niveau de garanties entre les assurés persistent [Lengagne and Perronin (2005)], d'où la pertinence d'en étudier les retombées. Seules deux études françaises s'y sont attelées [Lengagne and Perronin (2005); Buchmueller et al. (2002)], mais elles comportent certaines limites. Buchmueller et al. (2002) basent la construction de leur indicateur de niveau de couverture globale, uniquement sur les niveaux de remboursement pour les lunettes et les prothèses dentaires pour analyser leur impact sur le nombre de consultations individuelles chez les généralistes et les spécialistes. Ainsi, ils font l'hypothèse sous-jacente que si les assurés sont bien couverts pour ces deux prestations, ils le sont également pour toutes les autres. Or, la diversité des formules d'assurance complémentaire santé en France rend peu crédible cette hypothèse de contrats proportionnels selon les différents types de soins, comme le suggèrent Lengagne and Perronin (2005), et jette un doute sur la fiabilité de leurs résultats concluant à un effet très limité de la qualité de couverture sur le recours aux soins. Face à cette critique, Lengagne and Perronin (2005) renoncent à construire un indicateur de couverture globale et se contentent d'évaluer l'effet du niveau offert de remboursement pour les lunettes sur les dépenses en optique et celui des garanties offertes pour les prothèses dentaires sur le recours à cette prestation. Le champ des analyses de Lengagne and Perronin (2005) étant très limité, leurs conclusions sont difficilement généralisables et ne permettent pas d'avoir une vision globale des mécanismes à l'œuvre dans la relation entre assurance et consommations de soins. C'est pourquoi, cette étude cherche à évaluer l'impact du niveau d'assurance sur un indicateur de consommation de soins plus générique, à savoir les dépenses annuelles totales en soins ambulatoires. Toutefois, comme les travaux précédents ont mis en évidence la difficulté d'obtenir un indicateur synthétique pertinent de couverture globale à partir des garanties associées aux différents soins, nous en avons construit un à partir du montant annuel de la prime d'assurance que doit payer chaque assuré dans le cadre de son contrat de complémentaire. Une fois purgé des autres caractéristiques prises en compte pour établir la tarification des contrats de complémentaire (ex : âge, lieu de résidence), on peut considérer le montant de la prime comme un reflet de l'étendue et du niveau global des garanties offertes : un niveau de prime plus élevé correspondrait dès lors à un contrat proposant de meilleures garanties [Arnould and Vidal (2008); Garnero and Le Palud (2014); Dormont et al. (2014)]. Les données de l'*Enquête Santé et Protection Sociale* (ESPS) pour l'année 2012 ont été mobilisées, car cette vague est la plus récente⁵ à

4. Depuis les années 2000, le développement de certaines mesures destinées à une plus large diffusion de la couverture complémentaire telles que la couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C), l'aide au paiement d'une complémentaire santé (ACS)) ont permis de faire passer la proportion de personnes couvertes de 83% en 1994 pour atteindre 95% en 2012 [Soual (2017)]

5. au moment de la rédaction de ce chapitre.

avoir été appariée avec les données administratives et exhaustives de consommation de soins et permettant d’avoir des informations précises sur les dépenses individuelles de santé, en plus des caractéristiques sociodémographiques et relatives au contrat de complémentaire souscrit, récoltées usuellement par l’enquête.

La deuxième originalité de cette étude est de mettre davantage au cœur des analyses la dimension comportementale et, en particulier, l’hétérogénéité des préférences, en profitant de la disponibilité dans l’ESPS 2012 de mesures individuelles pour l’aversion au risque et pour la préférence pour le présent. Même si l’aversion au risque apparaît comme l’une des dimensions comportementales les plus citées dans la littérature s’agissant d’expliquer la relation entre risque et assurance, le niveau de préférence pour le présent pourrait lui aussi avoir un rôle important. Alors que le risque santé peut paraître lointain, il sera dès lors peu valorisé dans la fonction objectif des individus ayant une forte préférence pour le présent [Laibson (1997)], pouvant ainsi induire des conséquences dans les décisions d’arbitrage individuelles. Ainsi, nous examinerons d’une part si la prise en compte de ces variables comportementales modifie le signe et l’ampleur de l’effet du niveau d’assurance sur les dépenses de santé et, d’autre part, si cet impact est identique selon que les assurés sont ou non averses au risque (respectivement avec une forte ou faible préférence pour le présent). Cela nous permettra d’avoir des éléments de réponse quant à la nature des effets de sélection dominants et de l’existence ou non d’un effet d’aléa moral une fois purgé des différents effets de sélection potentiels.

Comme préconisé par Chiappori and Salanié (2000) et Chiappori and Salanié (2013), un système d’équations simultanées constitué d’une équation de choix de couverture d’une assurance complémentaire et d’une équation de consommation médicale est estimé afin de pouvoir distinguer les potentiels effets de sélection endogène et d’aléa moral. Une des particularités est que l’équation des dépenses en soins ambulatoires est modélisée par un Tobit pour tenir compte de leur censure à gauche, du fait que certains individus n’ont eu aucune consommation de soins au cours de l’année, alors que l’équation du niveau de couverture se caractérise quant à elle par un modèle linéaire. Nos estimations mettent en évidence la présence d’un effet de sélection mais, contrairement à ce que prédit la théorie standard d’asymétrie d’information, qui ne serait pas le résultat d’une anticipation du niveau de dépenses de la part des assurés en fonction de leur niveau de risque mais plutôt celui d’une hétérogénéité individuelle des préférences. En revanche, elles ne confirment pas l’existence d’un effet d’aléa moral, puisqu’une corrélation négative entre niveaux d’assurance et de consommation de soins est observée, une fois les effets de sélection contrôlés. Enfin, l’arbitrage individuel entre couverture assurantielle et consommation de soins semble hétérogène selon l’aversion au risque. En effet, l’effet négatif du niveau d’assurance ne se révèle significatif que chez les assurés averses au risque. Les assurés les moins averses au risque présentent des décisions d’assurance et de consommation de soins *a priori* indépendantes, l’impact de l’une sur l’autre étant non-significatif.

Le reste du chapitre est organisé comme suit. Nous présentons tout d’abord les données et la stratégie empirique mise en œuvre respectivement dans les sections 1.2 et 1.3. La section 1.4 présente l’ensemble de nos résultats, avant de conclure en section 1.5.

1.2 Les données

Notre étude s’appuie sur l’*Enquête sur la santé et la protection sociale* (ESPS), réalisée tous les deux ans par l’Institut de recherche et d’information sur l’économie de la santé (IRDES) de 1998 à 2014, et devenue une enquête de référence en France pour étudier les liens entre état de santé, caractéristiques sociodémographiques, accès aux soins et couverture maladie [Cé-lant et al. (2014)]. La vague 2012 a précisément été mobilisée car elle correspond à l’édition la plus récente⁶ pour laquelle les données administratives de consommation de soins, issues du Système National de Données de Santé (SNDS), ont pu être appariées et qu’elle propose un module spécifique incluant des questions sur l’attitude face au risque et à l’avenir. Un aspect séduisant de l’ESPS est ainsi d’interrelier des renseignements précis sur les dépenses de santé individuelles, les caractéristiques des contrats de complémentaire et les profils des assurés, pour un échantillon représentatif (à 95%) de la population générale métropolitaine. Toutefois, comme l’objectif principal de notre étude est d’évaluer l’impact du niveau de garanties des contrats de complémentaires santé sur la consommation de soins des assurés, l’échantillon utilisé est restreint à une population homogène disposant d’une assurance complémentaire, à savoir les adultes en emploi non exemptés du ticket modérateur.

Les sections 1.2.1 et 1.2.2 présentent respectivement les indicateurs de consommation de soins et de niveau de couverture des assurés, qui se sont avérés les plus pertinents à retenir au vu des informations disponibles dans l’ESPS. La section 1.2.3 décrit l’ensemble des variables individuelles qui ont été incluses dans nos analyses et, en particulier, les variables relatives aux préférences vis-à-vis du risque et à la prévoyance. La section 1.2.4 précise les restrictions d’échantillon imposées et présente les statistiques descriptives de notre échantillon final.

1.2.1 Le montant total des dépenses en soins ambulatoires comme indicateur de la consommation de soins

Dans la littérature empirique, diverses mesures de la consommation de soins ont été retenues pour traiter de la question de ses déterminants, telles que le nombre de consultations médicales [Cameron et al. (1988); Albouy and Crépon (2007); Buchmueller et al. (2004)], le nombre

6. Au moment de l’écriture de ce chapitre. Depuis, l’édition 2014 a été appariée.

d'hospitalisations [Buchmueller et al. (2013) ; Schokkaert et al. (2010)] ou encore le montant des dépenses individuelles de santé. Pour notre étude, le montant total des dépenses en soins ambulatoires au cours des 12 derniers mois a été privilégié, et ce pour plusieurs raisons. Premièrement, comme les soins en ambulatoire regroupent l'intégralité des prises en charge médicales sans hospitalisation, allant des visites chez le médecin traitant aux opérations réalisées en ambulatoire, en passant par les visites chez les spécialistes, les examens spécifiques, les consommations en pharmacie ou encore les prestations de transport sanitaire⁷, leur niveau de dépenses est un agrégat comptable plus représentatif des différentes étapes du parcours de soins que le nombre de consultations ou le nombre d'hospitalisations. Deuxièmement, les soins ambulatoires correspondent aux soins pour lesquels les phénomènes de renoncement et d'arbitrage potentiel, notamment en fonction de sa couverture assurantielle sont *a priori* les plus marqués. Troisièmement, notre choix s'est porté vers une mesure globale de consommation et non vers des indicateurs détaillés par postes de soins, car les informations sur les caractéristiques des contrats d'assurance complémentaire dans l'ESPS et, en particulier, l'indicateur du niveau de couverture que nous avons retenu, oblige à raisonner avec un taux de couverture globale (cf. section 1.2.2) et non désagrégé par types de dépenses.

L'atout des données de dépenses de santé appariées à l'ESPS est qu'elles sont issues de sources administratives et donc particulièrement fiables par rapport à des variables auto-déclarées utilisées dans de précédents travaux [Albouy and Crépon (2007) ; Buchmueller et al. (2004)]. Plus précisément, elles synthétisent l'intégralité des dépenses individuelles engagées en soins pour lesquelles au moins une partie, même minime, est prise en charge par l'assurance maladie de base et qui entrent dans le cadre de prestations réalisées en médecine de ville ou en établissement. En outre, le montant total des dépenses recueillies concerne une période relativement longue, 12 mois, ce qui permet une meilleure représentativité des comportements individuels de consommation de soins sur le long terme que ce qu'ont antérieurement proposé les principales études françaises (exemple : un mois pour Buchmueller et al. (2004), ou encore 12 semaines pour Caussat and Glaude (1993) et Genier (1998)).

1.2.2 Le montant de la prime d'assurance, un indicateur du niveau de garanties des contrats de complémentaire santé

L'un des défis de taille à relever pour toute étude des interactions entre consommation de soins et générosité de la couverture assurantielle réside dans la construction d'un indicateur du niveau de prise en charge offert aux assurés, pertinent pour la mesure de consommations de soins retenue. En effet, à chaque contrat est associé un tableau de garanties qui détaille

7. Le détail des postes de soins qui sont rattachés aux dépenses en ambulatoire est répertorié en Annexe 1.6.1.

les conditions et le niveau de prise en charge des différents postes de soins [Unocam (2021)]⁸. Or, pour un contrat donné, le niveau de garanties peut varier fortement selon le type de soins considéré [Lengagne and Perronin (2005)]. Dès lors, deux stratégies peuvent être adoptées. La première est de focaliser l'étude de la consommation de santé sur des soins spécifiques (exemple : optique, soins dentaires, visites chez un spécialiste) en utilisant leurs niveaux de garantie respectifs, détaillés dans chaque contrat. Cette approche a été retenue par Lengagne and Perronin (2005), qui ont évalué l'effet du niveau des garanties offert sur les dépenses en lunettes et en prothèses dentaires, à partir des vagues 2000-2002 de l'ESPS, dans laquelle les enquêtés devaient recopier les lignes de garanties de leur contrat concernant ces deux soins. Elle comporte néanmoins des limites. D'une part, en ne considérant que certains postes de soins particuliers, elle ne peut offrir qu'une vision partielle de la relation entre consommations de soins et couverture assurantielle, et ce d'autant plus que de telles analyses ne peuvent être reproduites sur l'intégralité des postes de dépenses disponibles, car leurs intitulés ne sont pas toujours communs entre les contrats. D'autre part, le niveau de garanties des différents contrats peut être exprimé de façon non homogène en se référant à des assiettes différentes (pourcentage de la base de remboursement de l'assurance maladie obligatoire, en frais réels, en euros, avec ou sans franchise ou plafond, etc.), ce qui oblige à faire des conversions et donc des approximations ponctuelles à partir de scénarios de référence (exemple : achat d'une prothèse dentaire fixe céramo-métallique, coûtant 70 euros et achat d'une paire de lunettes avec verres progressifs coûtant 250 euros chacun et avec une monture coûtant 100 euros dans Lengagne and Perronin (2005)) et restreint encore davantage la possibilité de généraliser les conclusions⁹.

La deuxième stratégie envisageable est d'étudier la consommation de soins à un niveau plus agrégé, tout en construisant un indicateur générique, synthétisant les différents niveaux de garantie par postes et représentatif du niveau de couverture global du contrat de complémentaire souscrit. Buchmueller et al. (2002) ont fait une tentative en ce sens en étudiant l'impact de la générosité de la couverture assurantielle sur le nombre de consultations chez les généralistes et les spécialistes et en utilisant de nouveau les données textuelles de l'ESPS concernant les garanties pour les lunettes et les prothèses dentaires comme mesure de la couverture globale. Leur indicateur de couverture synthétique était alors basé sur l'hypothèse forte selon laquelle les niveaux de remboursements pour ces deux soins reflètent la qualité globale des contrats. Or, cette hypothèse de contrats proportionnels selon les différents types de soins a été remise en cause notamment par Lengagne and Perronin (2005) et ne semble pas vérifiée

8. Un certain nombre d'informations concernant les caractéristiques des contrats de complémentaire santé est disponible sur le site de l'union nationale des organismes complémentaires d'assurance maladie (Unocam) (<https://unocam.fr/>).

9. En se fixant un prix pour un acte considéré, il devient possible de déterminer si une garantie exprimée en pourcentage de la base de remboursement offre un meilleur remboursement qu'une garantie exprimée en montant des frais réels. Mais aucune des deux garanties n'est supérieure à l'autre dans tous les cas de figure. Il existe un montant de frais réels charnière à partir duquel il y a un retournement de la classification.

pour les contrats de complémentaire santé. Il semble par conséquent particulièrement difficile de construire un indicateur synthétique en recourant à la lecture directe des tableaux de garanties tant la diversité et la complexité des offres est importante non seulement entre les différentes compagnies d'assurance mais également au sein d'une même compagnie. En effet, [Legal \(2009\)](#) a réussi à proposer une classification des niveaux de garantie des contrats mais au prix de se restreindre non seulement aux données d'un seul assureur spécifique, afin d'avoir des garanties exprimées sur une même assiette, mais aussi à une seule gamme de formules parmi les 25 existantes au sein du portefeuille de produits. Cette seconde restriction garantit de pouvoir faire une comparaison directe, c'est-à-dire basée uniquement sur les garanties de deux postes de dépenses qui les distinguent (d'une part, les dépenses en ambulatoire et, d'autre part, les dépenses liées à l'optique, le dentaire et l'auditif). Le champ de l'analyse de [Legal \(2009\)](#) est limité et surtout de telles bases de données opérationnelles des assureurs ont l'inconvénient de ne contenir que très peu d'informations individuelles, sur les caractéristiques sociodémographiques, l'état de santé de l'assuré, etc. nécessaires à la compréhension des comportements sous-jacents aux consommations de soins. C'est pourquoi, nous avons privilégié l'enquête ESPS pour notre étude, mais renoncé à utiliser le report textuel des répondants sur certaines de leurs garanties pour approximer le niveau global de couverture. D'ailleurs, une analyse fine des variables de garanties disponibles dans la vague 2012 de l'ESPS a révélé que leur qualité et fiabilité étaient limitées en raison d'une proportion assez conséquente de valeurs manquantes à ces questions et d'un report non homogène dans les réponses ¹⁰.

Plus précisément, nous avons considéré que le montant annuel de la prime d'assurance que doit payer chaque assuré dans le cadre de son contrat d'assurance santé complémentaire pouvait constituer un bon indicateur du niveau global de couverture, une fois les caractéristiques individuelles pour établir la tarification de ces contrats prises en compte. Incités par la législation depuis 2004 à proposer des contrats *responsables* et *solidaires* qui limitent la pratique d'une sélection des risques ajustée sur l'état de santé des assurés ¹¹, la quasi-totalité des assureurs en France font, dans les faits, dépendre avant tout le montant des primes aux prestations fournies par le contrat (plafonnement de remboursement pour les différents soins et étendue des garanties), en les ajustant ensuite uniquement en fonction de rares caractéristiques individuelles : principalement l'âge de l'assuré [[Dormont et al. \(2014\)](#)], et dans une moindre mesure son lieu

10. Outre le problème des garanties exprimées sur des assiettes différentes, il n'est pas toujours possible pour celles exprimées en pourcentage de base de remboursement de savoir si le pourcentage reporté par les enquêtés inclut ou non le taux de remboursement obligatoire de la Sécurité Sociale, ce qui rend très délicate l'utilisation de cette variable pour créer un indice fiable de la générosité de la couverture.

11. La notion de contrats dits « Responsables et Solidaires » a été introduite par la Loi du 13 août 2004 (pour plus de détails consulter le site de la mutualité française ; <https://www.mutualite.fr/presse/contrat-responsable-solidaire/>). Aujourd'hui près de 95% des contrats de complémentaire santé respectent les critères du contrat solidaire et responsable imposés par la loi. Concrètement l'incitation des assureurs à ne pas recueillir de données individuelles de santé au moment de la souscription du contrat et donc d'ajuster leur tarif en fonction, a pris la forme de la Taxe de solidarité additionnelle (TSA) qui est de 13% pour les contrats dits solidaires contre 20% pour les autres (c-à-d ceux qui proposent un questionnaire santé à leurs assurés).

de résidence¹². Par conséquent, une fois contrôlés de ces deux caractéristiques individuelles, les écarts observés dans le montant de la prime vont refléter les variations en termes d'étendue et de niveau de garanties offerts par les contrats. L'hypothèse qu'un niveau de prime plus élevé correspond à un contrat proposant de meilleures garanties peut alors être considérée comme crédible [Arnould and Vidal (2008); Garnero and Le Palud (2014); Dormont et al. (2014)].

1.2.3 Niveau de risque et caractéristiques comportementales

Outre les caractéristiques individuelles *observables* par l'assureur et nécessaires pour garantir la pertinence de notre indicateur de niveau global de couverture (l'âge, la région d'habitation et la taille de la zone urbaine pour caractériser le lieu de résidence), l'ESPS collecte d'autres caractéristiques sociodémographiques usuelles (le genre, le niveau de diplôme, la PCS, le niveau de revenu), qui ont été identifiées dans la littérature comme déterminants des dépenses de santé. Elles vont donc pouvoir être introduites comme variables de contrôle.

Un autre atout de l'ESPS est qu'elle comporte des renseignements sur le niveau de risque des assurés - élément central dans les consommations de soins et les arbitrages assurantiels - via deux variables objectives de santé, relatives à la présence d'une maladie chronique déclarée et à des limitations dans la vie quotidienne¹³, et une variable catégorielle d'état de santé auto-évalué, comprenant trois modalités (Très bon, Bon, Mauvais). Mais l'ESPS va surtout permettre de mieux comprendre comment les préférences individuelles vis-à-vis du risque et de la prévoyance interagissent dans la relation entre couverture assurantielle et dépenses de soins, grâce aux variables d'aversion aux risques et de degré de prévoyance (ou préférence pour le présent) mesurées par des échelles analogiques de Likert selon la forme proposée par Arrondel et al. (2004). En particulier, il a été demandé aux répondants d'évaluer leur propre attitude vis-à-vis du risque entre 0 et 10, sachant que la valeur 0 correspondait à *une personne très prudente, qui s'efforce de limiter au maximum les risques de l'existence et recherche une vie bien réglée, sans surprise* et la valeur 10 à *une personne attirée par l'aventure, qui recherche la nouveauté et les défis, aime prendre des risques et miser gros dans leur existence*. De même, pour l'évaluation de la préférence pour le présent, les répondants devaient noter leur comportement général à l'égard de l'avenir, sachant que la valeur 0 correspondait à *une personne qui vit au jour le jour et prend la vie comme elle vient, sans trop songer au lendemain, ni se projeter dans l'avenir* et la valeur 10 à *une personne préoccupée par son avenir (même éloigné), qui a des idées bien arrêtées sur ce qu'elle voudrait être ou faire plus*

12. Pour plus d'informations concernant la réglementation relative aux contrats d'assurance complémentaire santé, consulter le site du ministère de l'économie, des finances et de la relance (<https://www.economie.gouv.fr/dgcrf/Publications/Vie-pratique/Fiches-pratiques/Assurance-complementaire-sante>).

13. Même si ces deux variables sont des informations auto-déclarées, elles revêtent une dimension objective contrairement à une auto-évaluation de l'état de santé général.

tard. De façon usuelle, les individus ont été classés *averses au risque* (respectivement *ayant une préférence forte pour le présent*) si leur score était inférieur au score médian de l'échantillon à la première question (respectivement à la deuxième question). Selon [Arrondel et al. \(2004\)](#) et [Dohmen et al. \(2011\)](#), ces mesures de préférences auto-évaluées recueillies dans le cadre d'enquêtes ont une meilleure représentativité que celles évaluées dans le cadre d'expérimentation en laboratoire et sont de meilleurs indicateurs des préférences réelles que les proxys usuellement utilisés dans la littérature (ex : le tabagisme ou la consommation d'alcool).

1.2.4 Description de l'échantillon et statistiques descriptives

Afin de disposer d'un échantillon qui relève d'une *classe de risques* relativement homogène du point de vue de l'assureur, garantissant ainsi la pertinence d'une analyse des liens entre le niveau de couverture et le montant des dépenses de santé [[Chiappori and Salanié \(2000\)](#); [Chiappori and Salanié \(2013\)](#)], seuls les adultes en emploi disposant d'une assurance complémentaire santé ont été retenus. En effet, les spécificités de la segmentation du marché de l'assurance complémentaire et le rôle important du moyen d'obtention du contrat rend, par exemple, la comparaison des contrats entre les étudiants, les actifs ou encore les retraités, moins pertinente étant donné l'hétérogénéité en termes d'accès aux différents types de contrats entre ces sous-populations. Cette restriction permet également de limiter l'hétérogénéité inobservée en termes de caractéristiques individuelles et de niveau de risque des assurés (exemple : problèmes de santé non mesurés). En outre, sont exclus les individus qui sont exemptés du ticket modérateur soit à cause de leur état de santé, soit à cause de leur très faible revenu, comme l'avaient déjà fait [Buchmueller et al. \(2004\)](#) dans leur étude, car ils ne sont pas confrontés aux mêmes incitations et arbitrages que les autres. Par ailleurs, l'éligibilité à cette exemption est probablement liée à des variables qui pourraient influencer à la fois les dépenses de santé et le choix du niveau de garanties (comme un mauvais état de santé et un faible revenu), et qui pourrait ainsi poser un problème d'identification dans nos analyses. Ainsi, notre échantillon final est composé de 1 769 assurés en emploi¹⁴, dont les principales caractéristiques sont décrites dans le tableau 1.1.

TABLE 1 – Description de l'échantillon

	Composition de l'échantillon	Dépenses de soins (Moy., en euros)	Montant de la prime (Moy., en euros)
Echantillon total	$N = 1769$	916,2	860,9
Genre			
Femmes	48,7%	1111,6	856,4

14. L'annexe 1.6.2 résume l'ensemble des restrictions qui ont été appliquées et l'exclusion des individus qui en découle pour obtenir notre échantillon final.

	Composition de l'échantillon	Dépenses de soins (Moy., en euros)	Montant de la prime (Moy., en euros)
Hommes	51,3%	710,5	865,6
Age			
Moins de 34 ans	23,0%	724,5	599,2
Entre 34 et 43 ans	25,2%	815,7	881,1
Entre 43 et 51 ans	26,0%	873,3	954,4
52 ans ou plus	26,0%	1225,9	979,3
Niveau de diplôme			
Aucun diplôme	5,8%	808,1	980,1
CAP/BEP	27,1%	1004,4	879,9
Baccalauréat	20,7%	887,0	774,9
Etudes supérieures	38,8%	879,3	841,6
PCS			
Cadres et prof. intellectuelles	17,5%	924,7	894,3
Prof. intermédiaires	25,9%	839,1	799,4
Employés	29,7%	1071,3	852,3
Ouvriers qualifiés	16,8%	868,6	894,0
Ouvriers non qualifiés, agriculteurs, artisans et commerçants	10,2%	723,4	930,2
Revenu mensuel du ménage			
< 1 500 euros	7,2%	860,4	651,9
Entre 1 500 et 2 200 euros	13,4%	968,6	896,3
Entre 2 200 et 3 000 euros	21,8%	813,6	837,2
Entre 3 000 et 3 500 euros	13,8%	853,1	855,8
Plus de 3 500 euros	34,8%	1013,9	904,0
Etat de santé auto-évalué			
Très bon	26,3%	698,7	823,8
Bon	55,7%	872,8	879,5
Mauvais	18,0%	1368,8	857,5
Limitation dans le quotidien			
Oui	11,4%	1593,4	843,4
Non	88,6%	829,3	863,1
Maladie chronique déclarée			
Oui	22,4%	1304,5	829,9
Non	77,6%	803,8	869,8
Score d'aversion au risque (médiane.)	4	-	-
Niveau d'aversion au risque			
Forte aversion	49,6%	948,2	863,0
Faible aversion	50,4%	884,7	858,8
Score de prévoyance (médiane)	6	-	-
Niveau de prévoyance			
Forte préférence pour le présent	51,2%	920,5	840,6
Faible préférence pour le présent	48,8%	911,6	882,2

Les écarts observés dans les primes d'assurance complémentaire payées en fonction de l'âge

sont cohérentes avec l’hypothèse d’ajustement de la tarification selon cette caractéristique. En effet, le montant annuel moyen de la prime est de 861 euros pour l’ensemble de l’échantillon, mais il varie, de façon croissante, de 599 euros pour les moins de 34 ans à 979 euros pour les 52 ans et plus (tableau 1.1). En revanche, aucune différence significative n’est perceptible en fonction des différentes variables d’état de santé (état de santé auto-évalué, présence de limitations dans le quotidien et maladie chronique déclarée), confirmant la vraisemblance de l’hypothèse d’absence de sélection des assurés selon leur niveau de risque, imposée par les critères des contrats solidaires. D’ailleurs, le montant de la prime ne semble pas non plus particulièrement dépendre des préférences individuelles vis-à-vis du risque et de l’avenir.

Les dépenses en soins ambulatoires présentent davantage de disparités selon les caractéristiques individuelles. Conformément à la littérature sur la consommation de soins, nos données révèlent que les femmes dépensent en moyenne plus que les hommes (1 111 euros par an contre 730 pour les hommes), de même que les plus âgés (724 euros pour les moins de 34 ans contre 1 226 pour les 52 ans et plus), les ménages les plus aisés (ceux ayant un revenu mensuel supérieur à 3 500 euros, avec des dépenses moyennes annuelles en ambulatoires de 1 014 euros) ou encore, sans surprise et de façon très marquée, les assurés déclarant des problèmes de santé (mauvais état de santé, limitations dans le quotidien ou maladie chronique déclarée). En revanche, peu de différences sont observées dans les dépenses de soins selon l’aversion au risque et le degré de prévoyance. Pour identifier l’effet propre du niveau de garanties de la complémentaire santé sur les consommations de soins, nous avons recours à une modélisation économétrique qui permet de contrôler les facteurs confondants, afin de distinguer les effets de sélection et d’aléa moral, et de tenir compte de l’hétérogénéité individuelle inobservée.

1.3 Stratégie empirique

La stratégie empirique adoptée s’inspire de celle proposée par [Chiappori and Salanié \(2000\)](#) et utilisée ultérieurement dans la littérature pour traiter de ces questions. Elle consiste à estimer simultanément l’équation du niveau d’assurance et l’équation du niveau de consommation de soins dans laquelle est incluse la variable d’assurance. Ce type de modélisation va, en particulier, permettre de distinguer les effets de sélection endogène et d’aléa moral. Par ailleurs, compte tenu de la nature de nos deux variables d’intérêt (montant de la prime et montant des dépenses), c’est une version légèrement différente du probit bivarié récursif utilisé initialement par [Chiappori and Salanié \(2000\)](#) qui a été privilégiée. L’équation d’assurance a été estimée à l’aide d’un modèle linéaire, pour tenir compte du fait qu’il s’agit d’une variable continue et non d’une variable binaire. De même, le recours à une modélisation à choix discret pour estimer l’équation du niveau de risque n’étant pas adaptée ici, un modèle Tobit a été utilisé pour estimer l’équation de dépenses en soins ambulatoire. En effet, certains des individus de

notre échantillon n'ont pas eu recours à des soins ambulatoires en 2012 et n'ont donc pas eu de dépenses en partie remboursées par la Sécurité Sociale ou l'assurance complémentaire, créant ainsi une sur-représentation des valeurs nulles (censure à gauche). Le modèle Tobit permet de tenir compte de cette caractéristique [Greene (2011)].

Formellement, notons D_i la variable de dépenses de soins ambulatoires de l'individu i au cours des 12 derniers mois et C_i le niveau de garanties de son contrat de complémentaire santé (c'est-à-dire le montant de la prime). Formellement, le modèle estimé (spécification 1) s'écrit comme suit [Newey (1987); Cameron and Trivedi (2005)] :

$$\begin{cases} D_i = \begin{cases} D_i^* & = \alpha + \beta C_i + \gamma X_i + \mu S_i + u_i \quad \text{si } D_i^* > 0, \\ 0 & \text{sinon,} \end{cases} \\ C_i = \delta + \theta X_i + \eta S_i + \lambda Z_i + \varepsilon_i, \end{cases} \quad (1.1)$$

$$\begin{pmatrix} u_i \\ \varepsilon_i \end{pmatrix} \sim \mathcal{N} \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_u^2 & \rho \sigma_u \sigma_\varepsilon \\ \rho \sigma_u \sigma_\varepsilon & \sigma_\varepsilon^2 \end{pmatrix} \right], \quad (1.2)$$

avec D_i^* la variable latente du montant de dépenses, X_i la matrice des variables explicatives qui contient les différentes caractéristiques individuelles qui ont pu être identifiées dans la littérature comme des déterminants des choix d'assurance et de recours aux soins (incluant les caractéristiques utilisées pour définir le tarif des contrats de complémentaire). En particulier, X_i inclut des caractéristiques individuelles socioéconomiques (le genre, l'âge, le niveau d'éducation, la PCS, le revenu du ménage), et géographiques (la région d'habitation et la taille de la zone urbaine). S_i correspond à la matrice des variables d'état de santé (état de santé auto-évalué, limitations dans la vie quotidienne, maladie chronique déclarée). Z_i inclut quant à elle les variables instrumentales retenues pour estimer l'équation d'assurance. Les modèles à équations simultanées peuvent être estimés même si les variables explicatives des deux équations sont identiques, les paramètres d'intérêt pouvant être identifiés à partir de la non-linéarité [Wooldridge (2010); Semykina (2018)]. Cependant, les résultats sont plus fiables si l'équation de couverture d'assurance (C_i) inclut au moins une variable explicative (Z_i) qui n'est pas dans l'équation de recours aux soins. Nous utilisons ainsi trois variables instrumentales, qui sont des déterminants de la couverture d'assurance, mais qui n'ont pas d'effet direct sur les choix de consommation de soins. D'abord, comme Buchmueller et al. (2004), Vera-Hernández (1999) ou encore Courbage and de Coulon (2004), nous avons retenu

comme première variable instrumentale l'appartenance ou non de l'assuré au secteur public. Comme l'expliquent [Buchmueller et al. \(2004\)](#), dans le contexte du marché de l'assurance complémentaire santé français, les employés du secteur public disposent généralement d'une offre de complémentaire spécifique qui leur est proposée de par leur statut de salarié du secteur public et à laquelle ils décident généralement d'adhérer¹⁵. Dans le même temps, nous pouvons supposer qu'il n'y a pas de raison de penser que le statut de travailleur public en tant que tel incite les individus à davantage consommer des biens de santé à état de santé donné. Ensuite, d'autres études ont retenu comme variables d'exclusion des variables d'activité professionnelle telles que la situation sur le marché du travail ou la profession, avec l'hypothèse qu'il s'agit de facteurs corrélés avec la probabilité d'avoir une assurance complémentaire, mais qui n'auraient aucune incidence sur la consommation de soins. Alors que la première hypothèse ne fait pas de doute eu égard aux conditions d'accès à l'assurance complémentaire qui passe souvent par des contrats collectifs, la seconde pose question étant donné les résultats obtenus par certains travaux qui ont pu mettre en évidence des liens entre l'activité professionnelle et la consommation de soins [[Sermet and Khlaf \(2004\)](#)]. Aussi, nous avons choisi de retenir un autre instrument qui correspond au moyen d'obtention du contrat d'assurance complémentaire, en distinguant les cas où l'assuré a souscrit son contrat par le biais de son employeur de ceux où il l'aurait obtenu par ses propres moyens. L'idée ici est de tenir compte de l'influence du canal d'accès aux contrats de complémentaire qui influence le niveau de garanties du contrat finalement souscrit, tout en limitant le problème relevé dans le fait de retenir des variables d'activité professionnelle. En effet, il semble pertinent de penser que, le moyen d'obtention du contrat, indépendamment du revenu ou de la catégorie socioprofessionnelle, n'influence pas directement la demande de soins. Pour terminer, nous utilisons également une troisième variable instrumentale et qui concerne cette fois la composition du ménage (c'est-à-dire le nombre de personnes dans le ménage). La garantie des frais de santé d'un contrat complémentaire profite généralement à la famille de l'assuré, c'est-à-dire que le conjoint et les enfants sont souvent couverts par le même contrat de complémentaire. Nous pouvons dès lors supposer que cette dimension familiale va influencer le choix de l'individu en termes de contrat de complémentaire, en particulier accroître la probabilité de choisir une couverture plus complète, sans pour autant impacter la demande de soins de l'assuré au niveau individuel. Enfin, u_i et ϵ_i sont les termes d'erreur qui sont supposés conjointement distribués selon une loi normale bivariée, avec σ_u^2 et σ_ϵ^2 les variances des termes d'erreur, ρ leur coefficient de corrélation, et Σ la matrice de variance-covariance associée.

Dans le système (1.1), l'équation d'assurance, C_i , correspond donc à un modèle linéaire, alors que l'équation de dépenses de soins, D_i , correspond à la spécification d'un modèle Tobit avec censure à gauche. Les paramètres du modèle complet (α , β , γ , δ , θ , λ , μ , η et ρ) sont estimés par maximum de vraisemblance à information complète.

15. Ils peuvent décider de souscrire ou non au contrat qui leur est proposé.

A l'issue de ce premier modèle (spécification 1), trois dimensions retiendront particulièrement notre attention :

- (i) Les coefficients associés aux variables d'état de santé, S_i , dans l'équation d'assurance C_i : ils mesurent l'effet de sélection dû à l'hétérogénéité individuelle des niveaux de risques (hypothèse d'anti-sélection) ;
- (ii) le coefficient de corrélation entre les termes d'erreur de nos deux équations, ρ : il mesure l'hétérogénéité individuelle inobservable qui jouerait sur le niveau d'assurance et le niveau de dépenses et permet de capter un potentiel effet de sélection résiduel non imputable à l'anti-sélection (effet de sélection endogène) ; et enfin,
- (iii) le coefficient associé à la variable d'assurance dans l'équation de dépenses, β : il mesure l'effet causal de l'assurance sur les dépenses, une fois purgé des potentiels effets de sélection.

Pour aller plus loin et, en particulier, pour tester la sensibilité des résultats observés aux niveaux d'aversion et de prévoyance des assurés, une seconde spécification a été estimée (spécification 2). Elle consiste en l'ajout de quatre variables supplémentaires. D'une part, les deux variables dichotomiques de préférences individuelles concernant le niveau d'aversion au risque et le niveau de préférence pour le présent ont été ajoutées dans les deux équations du système. L'inclusion de ces variables, qui distinguent les individus avec une forte aversion au risque des individus avec une faible aversion au risque et ceux avec une forte préférence pour le présent de ceux pour qui cette préférence est plus faible, va permettre d'examiner dans quelle mesure ces deux dimensions peuvent engendrer un changement dans les résultats obtenus grâce à la spécification 1. D'autre part, deux variables supplémentaires ont également été ajoutées, mais cette fois uniquement dans l'équation de dépenses D_i . Il s'agit des termes d'interaction entre les deux mesures de préférences individuelles et la variable du niveau de garanties (montant de la prime). L'idée de l'ajout de ces deux variables croisées, par rapport au simple fait d'ajouter les variables comportementales seules, va être de tester si, au-delà d'un potentiel effet direct du niveau d'aversion au risque et de prévoyance sur les comportements de consommation de soins, nous observons un effet du niveau d'assurance sur les dépenses (β) différent selon ces profils d'individus (c'est-à-dire est-ce que la relation d'assurance est la même pour les individus les plus averses au risque que ceux qui le sont moins ? De même pour les individus avec une forte préférence pour le présent par rapport à ceux pour qui elle est plus faible ?) ¹⁶.

16. La spécification 2 correspond au modèle suivant :

1.4 Résultats

Nous discuterons tout d’abord les effets observés dans la relation entre le niveau d’assurance et le niveau de dépenses et, en particulier, la présence d’effets de sélection et l’effet causal de l’assurance sur les dépenses une fois purgé des précédents (1.4.1). Ensuite, dans la section 1.4.2, qui s’intéresse plus spécifiquement à l’effet des préférences individuelles, nous chercherons à mieux comprendre comment la dimension comportementale vient affecter les décisions individuelles, et notamment si les résultats obtenus initialement se révèlent, ou non, sensibles aux préférences individuelles.

1.4.1 Effet de sélection et effet d’assurance

Tout d’abord, les résultats économétriques reportés dans le tableau 2 sont globalement cohérents avec ceux trouvés dans la littérature concernant les déterminants individuels des dépenses de soins [Raynaud (2002) ; Raynaud (2005) ; Buchmueller et al. (2004)] et confirment les tendances déjà observées à partir des statistiques descriptives (tableau 1.1). Toutes choses étant égales par ailleurs, les femmes dépensent en moyenne plus que les hommes en soins ambulatoire. De même, le montant des dépenses augmente significativement avec l’âge des assurés. Nous retrouvons également l’impact du niveau de revenu puisque les individus dont le revenu familial fait partie de la tranche la plus élevée (c’est-à-dire supérieur à 3 500 euros par mois) présentent les dépenses de santé les plus élevées. Ce résultat peut s’expliquer par le fait que la prise en charge de certains types de soins, même pour les individus qui disposent d’une assurance complémentaire avec des prestations maximales, n’est pas toujours complète. Il s’agit du reste à charge qui désigne la dépense de santé que l’assuré supporte après les remboursements de la part des organismes d’assurance (assurance santé de base + assurance santé complémentaire)¹⁷. Ainsi, l’effet revenu observé sur le montant total des dépenses serait en fait dû à un effet revenu sur ce reste à charge. Enfin, nous observons un impact important des variables d’état de santé. Plus les individus se déclarent en mauvaise santé, plus ils dépensent en soins ambulatoires. De même, les assurés avec une maladie chronique déclarée ou encore ceux qui sont sujets à des limitations dans la vie quotidienne dépensent davantage en

$$\begin{cases} D_i = \begin{cases} D_i^* & = \alpha + \beta C_i + \gamma X_i + \mu S_i + \psi P_i + \nu I_i + u_i & \text{si } D_i^* > 0, \\ 0 & \text{sinon,} \end{cases} \\ C_i = \delta + \theta X_i + \eta S_i + \lambda Z_i + \tau P_i + \varepsilon_i, \end{cases}$$

avec P_i la matrice contenant les deux variables de préférences individuelles et I_i la matrice des termes d’interaction entre nos deux mesures de préférences individuelles et le niveau de couverture.

17. Le maintien d’un certain niveau du reste à charge pour les assurés entre dans le cadre d’une logique de régulation des dépenses de santé et qui repose sur un raisonnement économique qui tient compte de l’effet d’aléa moral [Pierre et al. (2012)]. Le montant moyen du reste à charge est actuellement estimé à environ 9% du montant total des dépenses de santé [Lafon and Montaut (2017)].

soins que les autres.

En revanche, l'ensemble des variables d'état de santé (état de santé auto-déclaré, limitations dans la vie quotidienne et maladie chronique déclarée) n'influence pas significativement le niveau de garanties des assurés (équation C_i). Ces résultats vont dans le sens de l'absence d'un effet de sélection basé sur l'anticipation des dépenses de soins futures en raison d'un mauvais état de santé (absence d'anti-sélection). Bien que ce résultat vienne contredire les prédictions des modèles standards d'asymétrie d'information [Akerlof (1970) ; Rothschild and Stiglitz (1976)], il fait toutefois écho à d'autres résultats empiriques de ce type, et notamment obtenus sur données françaises. Genier (1998) avait par exemple abouti à la même conclusion en comparant l'état de santé des populations avec et sans assurance complémentaire. Les travaux de Buchmueller et al. (2004), qui avaient comme nous intégré des variables d'état de santé dans l'équation d'assurance¹⁸, ont également conclu à l'absence d'un effet de sélection qui serait lié au niveau de risque des individus.

Alors que les résultats ne révèlent pas d'effet de sélection lié aux différences de niveau de risque, un effet de sélection lié à l'hétérogénéité individuelle inobservable est en revanche économétriquement identifié. Le coefficient de corrélation entre les termes d'erreur des deux équations, ρ , qui est positif et significatif (test de Wald), confirme l'hypothèse d'un effet de sélection endogène. Le coefficient ρ capte la présence d'une hétérogénéité individuelle résiduelle (c'est-à-dire non contrôlée par les caractéristiques observables incluses dans notre modèle) qui persiste et qui influence, dans le même sens, à la fois le niveau de garanties souscrit et le niveau des dépenses de soins¹⁹. Ce résultat, une fois mis en perspective avec celui obtenu pour les variables d'état de santé, peut s'interpréter comme un effet de sélection qui serait dû à une hétérogénéité individuelle inobservée autre que celle relevant des niveaux de risque.

De plus, d'un point de vue méthodologique, la significativité du coefficient ρ confirme l'hypothèse d'endogénéité de la variable d'assurance dans l'équation de dépenses, et donc la nécessité d'en tenir compte pour fournir une estimation non biaisée. D'ailleurs, à titre de comparaison, nous avons estimé l'effet de l'assurance sur le montant des dépenses de soins sans tenir compte du biais d'endogénéité, c'est-à-dire en estimant l'équation de dépenses, D_i , seule à l'aide d'un modèle Tobit simple (les résultats de cette estimation sont reportés en Annexe 1.6.3)²⁰. Les résultats de cette estimation aboutissent à un effet causal du niveau de garanties non statistiquement significatif mais qui s'avère donc biaisé. D'une part, ce point vient renforcer la

18. Dans leur étude, l'équation d'assurance correspond à l'estimation de la probabilité de souscrire à une assurance complémentaire (variable binaire).

19. Lorsque nous ré-estimons le modèle en enlevant les variables d'état de santé, le paramètre ρ est très légèrement supérieur, et l'effet négatif de l'assurance sur le montant des dépenses (β) est quant à lui plus important (c-à-d coefficient négatif de plus grande ampleur).

20. Nous revenons également sur la pertinence du choix de nos instruments en Annexe 1.6.3.

mise en garde concernant l'interprétation des résultats issus de travaux qui ne tiendraient pas compte du problème d'endogénéité [Geoffard (2000)]. D'autre part, il permet également d'expliquer, en partie, la diversité des résultats que l'on retrouve dans la littérature et qui pourrait être imputable à la méthodologie mise en œuvre puisque, comme en témoignent les résultats reportés dans le tableau 2, une fois purgé de l'effet de sélection endogène, le niveau de garanties des contrats d'assurance a finalement un impact significatif sur le niveau de dépenses de soins ambulatoires des assurés.

Les résultats du tableau 2 révèlent en effet un impact significatif et surtout négatif du niveau de garanties de la complémentaire santé sur la consommation de soins ($\hat{\beta} < 0$). Les assurés qui bénéficient d'un contrat offrant de meilleures prestations sont également ceux qui présentent finalement des dépenses totales de soins ambulatoires moins élevées. Puisque le paramètre β permet de mesurer l'effet causal de l'assurance sur la consommation de soins (voir détails dans la section 1.3), l'estimation vient ainsi non seulement contredire l'hypothèse d'un effet d'aléa moral sur le marché de l'assurance complémentaire santé en France, mais surtout il indique une relation inverse à celle prédite par la théorie des contrats. Ce résultat renvoie à la littérature théorique concernant le concept de *sélection avantageuse* (*advantageous selection* ou *propitious selection*) et qui s'intéresse à l'interprétation de ce type de résultat [Hemenway (1990); Hemenway (1992); de Meza and Webb (2001); De Donder and Hindriks (2009); Cutler et al. (2008); Fang et al. (2008); Finkelstein and McGarry (2006)]. En particulier, la constatation d'une corrélation négative entre le niveau d'assurance et le niveau de risque final peut apparaître dès lors que les personnes les moins à risque (par exemple, dans le cas de la santé, les personnes effectuant plus d'effort de prévention pour réduire leur consommation de soins) sont également celles qui achètent le plus d'assurance. L'une des clés de lecture de ce phénomène avancées dans la littérature théorique est le rôle joué par le niveau d'aversion au risque des assurés [Hemenway (1990); Hemenway (1992); Chiappori et al. (2006); de Meza and Webb (2001)]. Plus précisément, cela peut se produire, en théorie, si l'aversion au risque est corrélée négativement aux dépenses de santé - de par l'effort de prévention - et si cette relation négative domine les autres effets potentiellement existants (anti-sélection, aléa moral). Cette idée, avancée par d'autres travaux empiriques, et notamment dans le domaine de l'assurance santé [Courbage and de Coulon (2004); Finkelstein and McGarry (2006)], pourrait ainsi être à l'origine du résultat final observé.

TABLE 2 – Impact du niveau d’assurance sur les dépenses de soins ambulatoires (spécification 1)

	Equation d’assurance (C_i)	Equation de dépenses (D_i)
Niveau de couverture ($\hat{\beta}$)	-	-0,238 (0,113)**
Taille du ménage	156,387*** (13,959)	-
Secteur d’emploi		
Secteur privé	Réf.	-
Secteur public	88,610** (44,481)	-
Moyen d’obtention		
Individuel	Réf.	-
Collectif	-354,174*** (38,567)	-
Genre		
Femme	Réf.	Réf.
Homme	-2,381 (39,096)	-463,114*** (63,005)
Age	16,374*** (1,814)	18,013*** (3,245)
Niveau de diplôme		
Aucun diplôme	Réf.	Réf.
CAP/BEP	-101,212* (58,214)	259,744*** (94,816)
Baccalauréat	-116,789* (63,243)	168,060 (103,173)
Etudes supérieures	-52,769 (64,693)	166,987 (104,709)
PCS		
Cadre et prof. intellectuelles	Réf.	Réf.
Prof. intermédiaires	-54,757 (57,290)	-79,919 (92,142)
Employés	-30,123 (64,741)	60,804 (104,054)
Ouvriers qualifiés	11,550 (72,869)	130,445 (117,902)
Ouvriers non qualifiés, agri., artisans, commerçants	11,766 (78,190)	-22,058 (126,867)
Revenu du ménage		
Moins de 1 500 euros	Réf.	Réf.

	Equation d'assurance (C_i)	Equation de dépenses (D_i)
Entre 1 500 et 2 200 euros	177,591*** (63,632)	153,094 (103,645)
Entre 2 200 et 3 000 euros	7,892 (57,212)	10,328 (91,916)
Entre 3 000 et 3 500 euros	46,898 (63,503)	103,109 (102,327)
3 500 euros ou plus	17,306 (55,801)	260,322*** (88,830)
Région d'habitation		
Ile-de-France	Réf.	Réf.
Rhône-Alpes Auvergne	30,691 (117,196)	-174,232 (189,550)
Grand-Ouest	-9,462 (112,747)	-182,983 (182,073)
Est	51,921 (114,84)	-14,994 (185,157)
Nord	79,052 (115,112)	10,168 (186,570)
Sud-Méditerranée	32,601 (123,441)	89,168 (199,480)
Sud-Ouest	19,134 (119,334)	-64,208 (192,945)
Taille de l'unité urbaine		
Zone rurale	Réf.	Réf.
Entre 2000 et 9999 hab.	-16,260 (56,963)	12,527 (91,960)
Entre 10000 et 49999 hab.	13,747 (58,737)	3,046 (95,039)
Entre 50000 et 199999 hab.	-87,833 (62,364)	7,914 (101,512)
200000 hab. ou plus	45,884 (51,442)	253,762*** (83,094)
Agglo parisienne	68,544 (119,680)	218,663 (193,377)
Etat de santé déclaré		
Mauvais	Réf.	Réf.
Bon	32,879 (52,112)	-216,019*** (84,018)
Très bon	-3,068 (60,978)	-305,664*** (98,165)
Maladie chronique		
Non	Réf.	Réf.
Oui	-66,252	252,111***

	Equation d'assurance (C_i)	Equation de dépenses (D_i)
	(46,201)	(74,631)
Limitations dans le quotidien		
Non	Réf.	Réf.
Oui	-16,001 (62,398)	475,233*** (100,437)
$\hat{\rho}$		0,160** (0,074)
Log-Likelihood		-28 530,129
N		1 769

Notes : Significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%, écart types entre parenthèse.

Pour résumer, ces premiers résultats révèlent la présence d'une hétérogénéité inobservée à l'origine d'un effet de sélection endogène et, une fois purgé de l'effet de sélection, une corrélation finale observée négative entre le niveau d'assurance et le niveau de dépenses. Dans les deux cas, la dimension comportementale pourrait être à l'origine de ce résultat comme le suggère la littérature [Chiappori et al. (2006)]. Sous l'hypothèse que les assurés de notre échantillon se caractérisent par des niveaux d'aversion au risque différents, si cette différence se traduit par des propensions à consommer différentes, à état de santé constant, cette hétérogénéité inobservée va se traduire par un effet de sélection capté par le coefficient de corrélation ρ [Albouy and Crépon (2007)]. De plus, si le niveau d'aversion au risque se traduit par des changements de comportements, et notamment en termes de comportements préventifs, cela pourrait conduire à une situation où les plus assurés, parce qu'ils sont plus averses au risque, sont également les plus précautionneux et donc ceux qui présentent des consommations de soins finales plus faibles. Dans les deux cas, le rôle potentiel de la dimension comportementale revient parmi les explications possibles de ces deux phénomènes. Aussi, grâce aux deux mesures de préférences individuelles dont nous disposons dans l'enquête ESPS, nous proposons d'investiguer ce point en intégrant ces variables comportementales dans nos analyses.

1.4.2 Le rôle important du niveau d'aversion au risque

Le tableau 3 reporte les paramètres d'intérêt principaux : le coefficient associé à la variable d'assurance, les coefficients associés aux deux variables de préférences individuelles, ceux correspondant aux termes d'interaction entre les deux et enfin le coefficient de corrélation des termes d'erreur selon nos deux spécifications différentes (sans l'inclusion des variables comportementales (spécification 1) et avec l'inclusion des deux variables comportementales et des termes d'interaction (spécification 2)). Le premier résultat notable qui ressort de la comparaison des résultats entre ces deux modélisations concerne la sensibilité de l'effet causal de

l'assurance selon le niveau d'aversion au risque des assurés. Plus précisément, les résultats de la spécification 2 montrent que l'effet causal de l'assurance n'est pas le même pour les assurés avec une forte aversion au risque et ceux pour qui elle est plus faible. Pour les premiers, nous retrouvons la corrélation négative observée dans la spécification 1 puisque l'augmentation du niveau de garanties du contrat de complémentaire est associée à un niveau de dépenses de soins moins élevé (le coefficient associé au terme d'interaction *Forte aversion au risque* \times *Couverture* est négatif et significatif). En revanche, pour les assurés avec un niveau d'aversion au risque faible (catégorie de référence), leur niveau de garanties n'affecte pas significativement le montant total de dépenses en soins ambulatoires (le coefficient associé à la variable de couverture assurantielle est négatif mais non statistiquement significatif). Ce résultat tend ainsi à valider l'hypothèse selon laquelle la relation entre risque final et assurance, et en particulier sa nature (corrélation positive, corrélation négative, absence de corrélation) serait en partie déterminée par le niveau d'aversion au risque des individus, qui d'ailleurs concorderait avec l'idée que les individus les plus averses au risque vont à la fois acheter plus d'assurance et, en même temps, adopter des comportements plus préventifs, conduisant ainsi à l'obtention de cette corrélation négative. En revanche, contrairement à l'aversion au risque, le niveau de prévoyance des assurés ne semble quant à lui ne pas avoir d'impact sur leur niveau de dépenses de soins, ni affecter la nature de l'effet du niveau de garanties sur la consommation de soins.

TABLE 3 – Impact du niveau d’aversion au risque et de prévoyance sur les dépenses de soins

	Equation de dépenses de soins (D_i)	
	Spécification 1	Spécification 2
Niveau de couverture ($\hat{\beta}$)	-0,238** (0,113)	-0,156 (0,128)
Aversion au risque		
Faible	Réf.	Réf.
Fort	-	113,732 (84,556)
Préf. pour le présent		
Faible	Réf.	Réf.
Fort	-	17,348 (84,399)
Forte aversion au risque \times Couverture	-	-0,166** (0,073)
Forte préférence pour le présent \times Couverture	-	-0,003 (0,073)
$\hat{\rho}$	0,160** (0,074)	0,152** (0,074)
Vraisemblance	-28530,129	-28526,269
N	1 769	1 769

Notes : Significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%, écart types entre parenthèse. Les estimations incluent également l’ensemble des caractéristiques individuelles comprises dans les matrices X_i et S_i . Les résultats concernant l’équation d’assurance estimée simultanément avec l’équation de dépenses pour chaque spécification sont reportés en Annexe 1.6.4.

Le coefficient de corrélation entre les termes d’erreur ρ , reste quant à lui globalement inchangé pour les deux spécifications. L’effet de sélection capté par le paramètre ρ , qui résulterait donc d’une hétérogénéité inobservée résiduelle, subsiste malgré la prise en compte des préférences individuelles et des variables croisées associées. Pour tenter d’examiner un peu plus en détails ce dernier point, le modèle a été ré-estimé sur deux sous-échantillons selon le niveau d’aversion au risque des assurés (aversion au risque faible versus forte). La comparaison des résultats entre ces deux sous-échantillons révèle que le paramètre ρ reste positif dans les deux cas, mais n’est en revanche statistiquement significatif que pour le sous-échantillon des assurés les plus averses au risque (les résultats sont reportés dans le tableau 7 en Annexe 1.6.5). Ainsi, dans la continuité de l’hétérogénéité de l’effet du niveau de garanties sur le niveau de dépenses en fonction de l’aversion au risque des assurés, ce résultat implique que l’effet de sélection dû à la présence d’une hétérogénéité inobservée persiste pour les individus les plus averses au risque mais pas pour les autres.

Finalement, les résultats obtenus confirment les hypothèses formulées dans la littérature concernant le rôle important joué par la dimension comportementale, en particulier celui du niveau d'aversion au risque, en laissant apparaître deux types de profils d'assurés en fonction de leur préférence vis-à-vis du risque. D'un côté, les assurés les plus averses au risque se caractérisent par des décisions individuelles en termes de choix d'assurance et de consommation de soins marqués à la fois par un effet de sélection endogène, correspondant à la présence d'une hétérogénéité inobservée résiduelle qui influence positivement les deux décisions analysées, ainsi qu'un effet induit de l'assurance sur les dépenses négatif (les mieux assurés dépensent finalement moins). D'un autre côté, nous retrouvons les assurés les moins averses au risque, qui se caractérisent quant à eux par des comportements en termes de choix d'assurance et de consommation de soins qui semblent indépendants, puisque aucun effet de sélection et aucun effet en termes d'aléa moral ne ressortent dans nos données pour ce sous-échantillon d'assurés. Au-delà de l'intérêt académique de notre étude qui valide la nécessité de prendre en compte la dimension comportementale dans la formulation des prédictions théoriques, nos résultats fournissent des enseignements pertinents en termes de régulation. Alors qu'un bon nombre de mesures destinées à l'encadrement du marché de l'assurance complémentaire sont guidées par l'idée de défaillance de marché en raison d'un problème d'asymétrie d'information et des conséquences qui en découlent, nos résultats tendent à montrer que d'autres aspects, en l'occurrence comportementaux, pourraient redéfinir les effets attendus de certains dispositifs, en conduisant par exemple à une corrélation négative entre le niveau d'assurance et le niveau de risque finalement observé. Cette conclusion nous renvoie dès lors vers toute la littérature concernant l'existence d'une sélection avantageuse [[Hemenway \(1990\)](#); [Hemenway \(1992\)](#); [de Meza and Webb \(2001\)](#); [De Donder and Hindriks \(2009\)](#)], et qui semblerait se vérifier pour la santé dans le contexte français.

1.5 Conclusion

Cette étude s'intéresse à l'effet de l'assurance complémentaire santé sur la consommation individuelle de soins dans le contexte français. Alors que cette question a déjà largement été traitée dans la littérature, selon différentes approches et dans différents contextes, l'apport de ce travail réside dans deux éléments principaux. Tout d'abord, il n'est pas ici question de l'analyse des disparités individuelles de dépenses de santé entre les assurés et les non assurés comme c'est généralement le cas dans la littérature, et en particulier pour le contexte français, mais plutôt de celle des niveaux de dépenses des assurés selon le niveau de garanties de leur contrat. Ensuite, le fait d'intégrer deux mesures de préférences individuelles, le niveau d'aversion au risque et le niveau de prévoyance des assurés, permet de tenir compte, au moins en partie, de la dimension comportementale de plus en plus citée dans les travaux s'intéressant à la relation d'assurance sans pour autant pouvoir tester la validité de ces hypothèses,

faute de données disponibles. Dans ce cadre, notre travail permet ainsi d'apporter de nouveaux éléments de réponses quant à l'analyse de l'effet de l'assurance santé dans le contexte français.

Les résultats révèlent un effet négatif du niveau de garanties des contrats de complémentaire des assurés sur leur niveau de dépenses de soins ambulatoires, une fois purgé de l'effet de sélection. Ces conclusions remettent ainsi en cause deux prédictions théoriques issues des modèles standards d'asymétrie d'information. En premier lieu, l'hypothèse de comportements d'aléa moral de la part des assurés n'est pas vérifiée dans nos données, à l'inverse une relation négative entre le niveau d'assurance et le niveau de dépenses ressort des analyses, ce qui correspondrait davantage à des effets de sélection avantageuse décrits dans la littérature [[Hemenway \(1990\)](#); [Hemenway \(1992\)](#); [de Meza and Webb \(2001\)](#); [De Donder and Hindriks \(2009\)](#)]. Par ailleurs, même si les résultats mettent effectivement en avant l'existence d'un effet de sélection, contrairement à l'hypothèse d'anti-sélection, celui-ci n'est pas imputable à l'hétérogénéité des niveaux de risque mais plutôt à une hétérogénéité individuelle inobservée résiduelle. Enfin, le rôle des préférences individuelles et, en particulier, celui du niveau d'aversion au risque des assurés, n'est pas neutre dans les décisions des assurés en termes de choix d'assurance et de consommation de soins. L'effet négatif de l'assurance s'avère en effet sensible au niveau d'aversion au risque des assurés, de sorte que seuls les individus les plus averses au risque se révèlent concernés par ce type d'effets. Pour les assurés avec un niveau d'aversion au risque plus faible, les niveaux d'assurance et de dépenses s'avèrent indépendants. Ainsi, ces résultats s'inscrivent dans la lignée des prédictions théoriques stipulant que le niveau d'aversion au risque peut être déterminant dans la relation d'assurance, et en particulier susceptible de remettre en cause les prédictions issues des modèles standards.

Les études précédentes réalisées sur données françaises conduisaient globalement à des résultats contradictoires, en montrant notamment des corrélations positives entre l'assurance et la consommation de soins [[Caussat and Glaude \(1993\)](#); [Genier \(1998\)](#); [Buchmueller et al. \(2004\)](#)]. Cette divergence reflète tout d'abord une différence dans l'objet d'étude dont il est question. Les travaux évoqués, qui commencent aujourd'hui à dater, relevaient d'une comparaison entre la consommation de soins des bénéficiaires d'une couverture complémentaire et des non bénéficiaires. Alors que 15 à 20 % de la population française ne bénéficiaient pas d'une couverture complémentaire, ces analyses comportaient un intérêt majeur mais qui s'avère aujourd'hui plus limité dans un contexte où plus de 95% de la population possèdent un contrat d'assurance santé privé. Aussi, nos résultats ne remettent pas en cause le fait que les bénéficiaires d'un contrat de complémentaire consomment davantage de services de santé que les autres, mais ils viennent plutôt le compléter en soulignant des disparités individuelles de consommation de soins parmi les assurés, en fonction du niveau de garanties du contrat dont ils disposent. Par ailleurs, nous pouvons mentionner le fait que nos résultats font en partie écho au travail de [Genier \(1998\)](#) qui, après avoir mis en évidence le fait que les personnes

ayant une assurance complémentaire consomment plus de soins de santé que les non-assurés (effet d'aléa moral), souligne néanmoins que les assurés ayant la couverture complémentaire la plus avantageuse consomment légèrement moins que les autres assurés, contrairement aux prédictions théoriques. Cette étude conclut ainsi en mentionnant que le choix d'une assurance complémentaire santé est sans doute influencé par d'autres facteurs que la décision rationnelle issue des modèles standards d'asymétrie d'information et, en particulier, que les préférences vis-à-vis du risque pourraient être l'un de ces facteurs. De plus, d'un point de vue méthodologique, les études de [Caussat and Glaude \(1993\)](#) et [Genier \(1998\)](#) supposent que l'effet de sélection ne relève que de facteurs observables, de sorte qu'une fois contrôlée de ces caractéristiques individuelles (il est principalement question de l'état de santé des individus), la variable d'assurance n'est plus endogène dans l'équation du niveau de consommation de soins. Or, nos résultats remettent explicitement en cause cette hypothèse, et surtout ils mettent également en avant des disparités dans les résultats obtenus selon la stratégie empirique qui pourraient donc ici expliquer ces différences.

En termes de politiques publiques, nos résultats renvoient au débat toujours aussi contemporain concernant l'accès à la couverture complémentaire et l'accès aux soins. La nature de la relation entre le niveau de garanties et la consommation finale de soins (quel type d'assurés consomme le plus ?) est une question centrale dans le vaste sujet du design du marché. Cette étude apporte de nouveaux éléments de réponses empiriques à cette question, et souligne surtout la nécessité de s'écarter des prédictions théoriques standards pour se concentrer davantage sur les comportements réels des assurés. Alors que les résultats de cette étude viennent contredire les effets attendus, au sens de la théorie du choix rationnel, du mécanisme d'assurance complémentaire, la conception future de mesures efficaces doit davantage tenir compte de considérations empiriques et, en particulier, du rôle non négligeable des préférences individuelles.

Finalement, nos résultats ouvrent la porte à des questions de recherche complémentaires, notamment dans le but d'essayer d'identifier de manière plus précise les mécanismes à l'œuvre, en lien avec le niveau d'aversion. Bien que certaines des hypothèses formulées reposent sur des considérations théoriques, nous ne sommes pas en mesure de les vérifier explicitement à partir des données utilisées dans cette étude. Par exemple, afin de pouvoir vérifier si une partie de la corrélation négative observée entre l'assurance et les dépenses est imputable à davantage de comportements préventifs, des travaux complémentaires destinés justement à mieux comprendre les mécanismes d'arbitrage en matière de prévention dans un contexte d'assurance pourraient être menés. Ce type d'études empiriques a déjà été réalisé [[Courbage and de Coulon \(2004\)](#) ; [Stanciole \(2008\)](#)], mais elles restent toutefois souvent partielles faute de données adéquates disponibles pour appréhender correctement les choix individuels en termes d'assurance et de prévention et surtout leurs interactions. Dans ce cadre, le recours à la méthode

expérimentale, qui a déjà montré ses avantages pour étudier les décisions individuelles d'assurance [Jaspersen (2016)], pourrait être une piste intéressante pour répondre à cet objectif.

1.6 Annexes

1.6.1 Définition des dépenses en ambulatoire

Les soins ambulatoires désignent l'ensemble des soins donnant lieu à une prise en charge médicale ou dans un service de santé d'un patient sans hospitalisation (incluant une nuitée à l'hôpital). Le tableau 4 reporte les grands types de dépenses et le détail des postes de dépenses associés qui sont regroupés dans les soins ambulatoires.

TABLE 4 – Détail des postes de dépenses

Type de dépenses	Détails des postes
Praticiens	Dépenses chez l'omnipraticien Dépenses chez le spécialiste Dépenses chez le dentiste Dépenses chez la sage-femme
Infirmiers	Dépenses en soins infirmiers
Kinésithérapeutes	Dépenses en kinésithérapie
Autres auxiliaires	Dépenses chez le pédicure Dépenses chez l'orthoptiste Dépenses chez l'orthophoniste
Biologie	Dépenses en biologie
Prestations sanitaires diverses	Dépenses en pharmacie Dépenses en appareils et matériel de traitement Dépenses en optique Dépenses en prothèses et orthèses Dépenses en transport
Urgences	Dépenses en urgences non suivies d'une hospitalisation
Soins à l'étranger	Dépenses en soins à l'étranger

1.6.2 Restrictions d'échantillon

La figure 1 résume l'ensemble des restrictions qui ont été appliquées aux données de l'enquête ESPS de la vague 2012 pour constituer l'échantillon final.

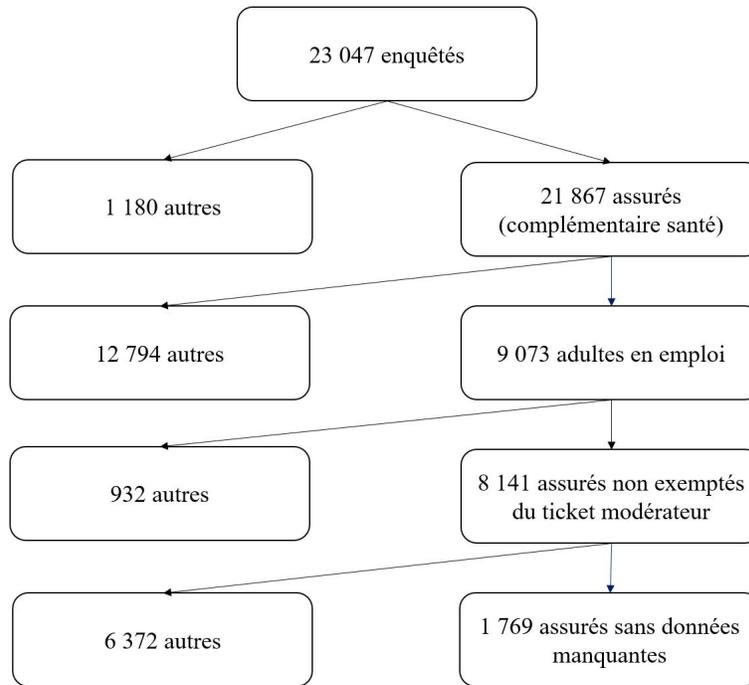


FIGURE 1 – Constitution de l'échantillon final

1.6.3 Prise en compte de l'endogénéité de la variable d'assurance

Comparaison des résultats sans prise en compte de l'endogénéité

Le tableau 5 reporte les résultats des coefficients issus de l'estimation de l'équation de dépenses D_i à l'aide d'un modèle Tobit simple. La non-prise en compte de l'endogénéité de la variable d'assurance conduit à un coefficient associé à la variable du niveau de couverture (β) relativement faible (-0,011) et surtout non statistiquement significatif, alors qu'il l'était lorsque l'on en tient compte (tableau 2).

TABLE 5 – Déterminants individuels des dépenses de soins (modèle Tobit simple)

	Equation de dépenses
Niveau de couverture (β)	-0,0109 (0,0359)
Genre	
Femme	Réf.

	Equation de dépenses
Homme	-460,6*** (62,29)
Age	15,07*** (2,905)
Niveau de diplôme	
Aucun diplôme	Réf.
CAP/BEP	280,2*** (93,28)
Baccalauréat	196,4* (101,2)
Etudes supérieures	178,4* (103,4)
PCS	
Cadres et prof. intellectuelles	Réf.
Prof. intermédiaires	-75,93 (91,09)
Employés	52,35 (102,8)
Ouvriers qualifiés	117,9 (116,4)
Ouvriers non qualifiés, agri., artisans, commerçants	-46,06 (125,0)
Taille de l'unité urbaine	
Zone rurale	Réf.
Entre 2000 et 9999 hab.	18,96 (90,89)
Entre 10000 et 49999 hab.	-9,995 (93,79)
Entre 50000 et 199999 hab.	35,36 (99,57)
200000 hab. ou plus	247,4*** (82,11)
Agglo. parisienne	212,1 (191,2)
Région d'habitation	
Ile-de-France	Réf.
Rhône-Alpes Auvergne	-173,8 (187,5)
Grand-Ouest	-181,8 (180,0)
Est	-25,53 (183,0)
Nord	-12,20 (184,2)
Sud-Méditerranée	70,89

	Equation de dépenses
	(197,1)
Sud-Ouest	-68,80 (190,8)
Revenu du ménage	
Moins de 1500 euros	Réf.
Entre 1 500 et 2 200 euros	124,6 (101,6)
Entre 2 200 et 3000 euros	-5,547 (90,60)
Entre 3 000 et 3 500 euros	81,06 (100,7)
3 500 euros ou plus	232,1*** (86,86)
Etat de santé déclaré	
Mauvais	Réf.
Bon	-223,3*** (83,01)
Très bon	-306,3*** (97,07)
Maladie chronique	
Non	Réf.
Oui	267,5*** (73,45)
Limitations dans le quotidien	
Non	Réf.
Oui	482,0*** (99,26)
Constante	244,3 (282,0)
<i>N</i>	1 769

Notes : Significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%, écart types entre parenthèse.

Conditions de validité des instruments

Concernant le choix des variables instrumentales, nous pouvons mentionner le fait que nous retrouvons les résultats attendus concernant les variables instrumentales utilisées dans l'équation d'assurance (C_i) (tableau 2). Alors que le recours au modèle à équations simultanées dans notre travail présente un intérêt consensuel dans la littérature, l'une des principales critiques relatives à ce type d'analyses concerne la validité des instruments retenus. Dans notre cas, il s'agit de la taille du ménage, du secteur d'emploi de l'individu (salarié du secteur public ou non) et du moyen d'obtention du contrat de complémentaire (par le biais de l'entreprise ou non). Intuitivement, dans le cas présent, nous pouvons rappeler qu'un instrument valide est un

instrument qui affecte le niveau de garanties du contrat de complémentaire santé, mesuré par le montant de la prime, mais qui en revanche n'affecte pas directement le niveau des dépenses de soins. Nous pouvons tout d'abord constater à partir des résultats reportés dans le tableau 2 que nos trois instruments ont effectivement un rôle important dans l'équation d'assurance tel que nous le supposions, et remplissent donc bien la première condition en faisant de bons instruments. Concernant les conditions d'exclusion, au-delà des intuitions quant à l'exogénéité de nos instruments dans l'équation de dépenses décrites en Section 1.3, nous avons effectué un test supplémentaire dans le but de s'assurer de la validité de nos hypothèses. En particulier, nous avons estimé le même modèle par Moindres Carrés en deux étapes (MC2E) et mis en œuvre les tests de validité usuels (test de suridentification de Sargan-Hansen [Sargan (1958); Hansen (1982)]). L'ensemble des résultats nous permettent de justifier et valider le choix de nos instruments. Finalement, comme souligné par Albouy and Crépon (2007), l'utilisation d'instruments, même imparfaits, présente malgré tout un intérêt méthodologique non négligeable dans le but de tenir compte de l'effet de sélection inhérent à l'analyse de la relation d'assurance.

1.6.4 Résultats des estimations de l'équation d'assurance C_i (spécification 2)

Le tableau 6 reporte les résultats des coefficients de l'équation d'assurance, C_i , estimés à l'aide d'un modèle à équations simultanées dans le cadre de la spécification 2.

TABLE 6 – Résultats de l'équation d'assurance dans le cadre du modèle à équations simultanées (spécification 2)

Equation d'assurance (C_i)	
Spécification 2	
Secteur d'emploi	
Secteur privé	Réf.
Secteur public	88,34** (44,48)
Moyen d'obtention	
Individuel	Réf.
Collectif	-354,0*** (38,55)
Taille du ménage	156,6*** (13,97)
Aversion pour le risque	
Faible	Réf.
Forte	-26,93 (35,13)
Préférence pour le présent	
Faible	Réf.
Forte	-42,57

Equation d'assurance (C_i)	
Spécification 2	
(34,73)	
Genre	
Femme	Réf.
Homme	-5,692 (39,44)
Age	16,51*** (1,817)
Niveau de diplôme	
Aucun diplôme	Réf.
CAP/BEP	-101,0* (58,22)
Baccalauréat	-116,4* (63,24)
Etudes supérieures	-52,34 (64,66)
PCS	
Cadres et prof. intellectuelles	Réf.
Prof. intermédiaires	-52,07 (57,30)
Employés	-27,41 (64,77)
Ouvriers qualifiés	18,78 (73,08)
Ouvriers non qualifiés, agri., artisans, commerçants	13,54 (78,16)
Taille de l'unité urbaine	
Zone rurale	Réf.
Entre 2000 et 9999 hab.	-17,79 (56,95)
Entre 10000 et 49999 hab.	12,26 (58,72)
Entre 50000 et 199999 hab.	-87,88 (62,37)
200000 hab. ou plus	47,40 (51,44)
Agglo. parisienne	65,88 (119,6)
Région d'habitation	
Ile-de-France	Réf.
Rhône-Alpes Auvergne	26,74 (117,2)
Grand-Ouest	-11,47 (112,7)
Est	45,75 (114,5)
Nord	77,51

Equation d'assurance (C_i)	
Spécification 2	
	(115,1)
Sud-méditerranée	27,91 (123,4)
Sud-Ouest	18,64 (119,3)
Revenu du ménage	
Moins de 1 500 euros	Réf.
Entre 1 500 et 2 200 euros	175,9*** (63,61)
Entre 2 200 euros et 3 000 euros	5,762 (57,22)
Entre 3 000 et 3 500 euros	43,44 (63,55)
3 500 euros ou plus	11,75 (55,95)
Etat de santé déclaré	
Mauvais	Réf.
Bon	35,68 (52,13)
Très bon	-1,896 (60,99)
Maladie chronique	
Non	Réf.
Oui	-66,14 (46,18)
Limitation dans le quotidien	
Non	Réf.
Oui	-17,31 (62,39)
Constante	-36,32 (184,6)
ρ	0,159** (0,0742)
N	1 769

Notes : Significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%, écart types entre parenthèse.

1.6.5 Résultats en fonction du niveau d'aversion au risque

Le tableau 7 reporte les coefficients estimés dans le cadre de l'estimation du modèle à équations simultanées selon le profil des assurés en termes d'aversion vis-à-vis du risque.

TABLE 7 – Déterminants des dépenses de soins en fonction du niveau d'aversion au risque

	Forte aversion au risque		Faible aversion au risque	
	Equation d'assurance	Equation de dépenses	Equation d'assurance	Equation de dépenses
	C_i		D_i	
Niveau de couverture (β)	-	-0,367	-	-0,162
	-	(0,182)***	-	(0,159)
Secteur d'emploi				
Secteur privé	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Secteur public	149,2**	-	37,93	-
	(58,15)	-	(67,72)	-
Moyen d'obtention				
Individuel	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Collectif	-352,9***	-	-339,3***	-
	(49,76)	-	(58,83)	-
Taille du ménage	144,8***	-	166,6***	-
	(18,38)	-	(20,98)	-
Genre				
Femme	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Homme	-75,51	-484,44	66,98	-474,119
	(51,69)	(98,300)***	(59,19)	(82,910)***
Age	17,28***	21,084***	16,58***	16,136
	(2,481)	(5,092)	(2,653)	(4,256)***
Niveau de diplôme				
Aucun diplôme	Réf.	Réf. Réf.	Réf.	
CAP/BEP	51,92	413,608***	284,2***	132,149
	(72,11)	(137,088)	(92,30)	(136,083)
Baccalauréat	43,32	326,491**	-304,3***	-3,382
	(79,89)	(151,421)	(99,25)	(146,588)
Etudes supérieures	97,18	330,460**	-226,2**	6,803
	(82,85)	(157,567)	(99,55)	(143,913)
PCS				
Cadres et prof. intellectuelles	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Prof. intermédiaires	-120,3	-217,602	10,48	26,111
	(77,07)	(145,653)	(84,16)	(117,073)
Employés	-41,27	-32,019	4,305	141,501
	(84,44)	(159,229)	(98,86)	(136,826)
Ouvriers qualifiés	-46,65	9,488	98,13	202,570
	(97,21)	(183,826)	(109,1)	(153,943)
Ouvriers non qualifiés, agri., artisans, commerçants	18,79	-175,995	-5,431	69,602
	(110,1)	(208,879)	(110,9)	(155,325)
Taille de l'unité urbaine				
Zone rurale	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Entre 2000 et 9999 hab.	26,40	70,29	-56,14	-55,80
	(73,77)	(139,08)	(86,12)	(120,46)

	Forte aversion au risque		Faible aversion au risque	
	Equation d'assurance	Equation de dépenses	Equation d'assurance	Equation de dépenses
	C_i		D_i	
Entre 10000 et 49999 hab.	132,2* (77,83)	57,22 (149,90)	-76,60 (87,08)	-54,06 (120,92)
Entre 50000 et 199999 hab.	-42,76 (79,89)	-74,88 (151,55)	-107,2 (96,64)	90,32 (135,60)
200000 hab. ou plus	83,31 (66,07)	311,83** (125,17)	15,17 (78,78)	187,21* (109,93)
Agglo. parisienne	275,4* (157,3)	426,41 (300,59)	-88,11 (180,9)	64,49 (252,96)
Région d'habitation				
Ile-de-France	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Rhône-Alpes Auvergne	181,4 (153,6)	-137,56 (291,17)	-88,21 (176,3)	-152,68 (246,97)
Grand-Ouest	191,0 (147,6)	-182,56 (280,88)	-160,5 (169,6)	-96,64 (237,48)
Est	194,1 (151,4)	109,64 (287,94)	-58,52 (171,9)	-60,29 (240,43)
Nord	267,0* (150,5)	78,77 (289,13)	-67,28 (174,5)	22,34 (243,65)
Sud-Méditerranée	201,0 (162,0)	227,10 (307,89)	-85,18 (185,7)	52,08 (259,27)
Sud-Ouest	208,7 (155,6)	126,10 (295,93)	-150,5 (180,9)	-189,84 (253,27)
Revenu du ménage				
Moins de 1 500 euros	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Entre 1 500 et 2 200 euros	136,9* (82,95)	290,820* (157,719)	196,9** (95,50)	18,449 (134,387)
Entre 2 200 et 3 000 euros	44,08 (72,87)	60,288 (137,300)	-21,70 (87,88)	-9,817 (121,774)
Entre 3 000 et 3 500 euros	34,95 (81,16)	166,182 (152,821)	57,33 (96,95)	53,208 (135,125)
3 500 euros ou plus	57,05 (71,83)	270,035** (134,429)	-24,07 (85,29)	281,097** (116,709)
Etat de santé déclaré				
Mauvais	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Bon	34,11 (65,49)	-248,551** (123,260)	62,31 (81,78)	-167,726 (114,116)
Très bon	-73,05 (78,85)	-474,146*** (149,333)	77,52 (93,81)	-151,333 (131,387)
Maladie chronique				
Non	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Oui	-50,14 (57,82)	179,236* (108,744)	-69,74 (72,35)	348,7873*** (101,314)
Limitations dans le quotidien				
Non	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.

	Forte aversion au risque		Faible aversion au risque	
	Equation d'assurance	Equation de dépenses	Equation d'assurance	Equation de dépenses
	C_i		D_i	
Oui	-53,50 (80,49)	468,274*** (152,483)	-0,731 (95,38)	427,781*** (132,663)
Niveau de préférence pour le présent				
Faible	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Fort	-66,10 (44,99)	219,928 (139,861)	-20,42 (52,76)	-147,980 (104,517)
Forte préférence pour le présent	-	-0,245*	-	0,163*
× Couverture	-	(0,128)	-	(0,087)
ρ		0,195** (0,099)		0,107 (0,113)
Vraisemblance		-14 087.486		-14 389.002
N		877		892

Notes : Significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%, écart types entre parenthèse.

Bibliographie

- Akerlof, G. A. (1970), 'The market for "lemons" : Quality uncertainty and the market mechanism', *The Quarterly Journal of Economics* **84**(3), 488–500.
- Albouy, V. and Crépon, B. (2007), Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin, Technical report, Document de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques.
- Arnould, M.-L. and Vidal, G. (2008), 'Typologie des contrats les plus souscrits auprès des complémentaires santé en 2006', *INSEE* .
- Arrondel, L., Masson, A. and Verger, D. (2004), 'Les comportements de l'épargnant à l'égard du risque et du temps', *Économie et Statistique* **374**(1), 9–19.
- Arrow, K. J. (1963), 'Uncertainty and the welfare economics of medical care', *The American Economic Review* **53**(5), 941–973.
- Arrow, K. J. (1968), 'The economics of moral hazard : Further comment', *The American Economic Review* **58**(3), 537–539.
- Buchmueller, T., Couffinhal, A., Grignon, M. and Perronnin, M. (2004), 'Access to physician services : does supplemental insurance matter? evidence from France', *Health Economics* **13**(7), 669–687.
- Buchmueller, T., Couffinhal, A., Grignon, M., Perronnin, M. and Szwarcensztein, K. (2002), 'Consulter un généraliste ou un spécialiste : influence des couvertures complémentaires sur le recours aux soins', *Questions d'économie de la santé* (47).
- Buchmueller, T., Fiebig, D., Jones, G. and Savage, E. (2013), 'Preference heterogeneity and selection in private health insurance : The case of Australia', *Journal of Health Economics* **32**(5), 757–767.
- Cameron, A. C. and Trivedi, P. K. (2005), *Microeconometrics : Methods and Applications*, Cambridge University Press.

- Cameron, A., Trivedi, P., Milne, F. and Piggott, J. (1988), ‘A microeconomic model of the demand for health care and health insurance in Australia’, *Review of Economic Studies* **55**(1), 85–106.
- Cardon, J. H. and Hendel, I. (2001), ‘Asymmetric information in health insurance : Evidence from the national medical expenditure survey’, *The RAND Journal of Economics* **32**(3), 408–427.
- Caussat, L. and Glaude, M. (1993), ‘Dépenses médicales et couverture sociale’, *Economie et Statistique* **265**(1), 31–43.
- Chiappori, P.-A., Jullien, B., Salanié, B. and Salanié, F. (2006), ‘Asymmetric information in insurance : General testable implications’, *The RAND Journal of Economics* **37**(4), 783–798.
- Chiappori, P.-A. and Salanié, B. (2000), ‘Testing for asymmetric information in insurance markets’, *Journal of Political Economy* **108**(1), 56–78.
- Chiappori, P.-A. and Salanié, B. (2013), *Asymmetric Information in Insurance Markets : Predictions and Tests*, Springer New York, New York, NY, pp. 397–422.
- Courbage, C. and de Coulon, A. (2004), ‘Prevention and private health insurance in the UK’, *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice* **29**(4), 719–727.
- Cutler, D. M., Finkelstein, A. and McGarry, K. (2008), ‘Preference heterogeneity and insurance markets : Explaining a puzzle of insurance’, *American Economic Review* **98**(2), 157–62.
- Célant, N., Dourgnon, P., Guillaume, S., Pierre, A., Rochereau, T. and Sermet, C. (2014), ‘The 2012 helath, health care and insurance survey (esps)’, *Questions d’économie de La Santé* (198).
- Célant, N., Guillaume, S. and Rochereau, T. (2017), L’enquête santé européenne - enquête santé et protection sociale (ehis-esps) 2014, Technical Report 566, Les rapports de l’Irdes.
- De Donder, P. and Hindriks, J. (2009), ‘Adverse selection, moral hazard and propitious selection’, *Journal of Risk and Uncertainty* **38**(1), 73–86.
- de Meza, D. and Webb, D. C. (2001), ‘Advantageous selection in insurance markets’, *RAND Journal of Economics* **32**(2), 249–262.
- Dohmen, T., Falk, A., Huffman, D., Sunde, U., Schupp, J. and Wagner, G. G. (2011), ‘Individual risk attitudes : Measurement, determinants, and behavioral consequences’, *Journal of the European Economic Association* **9**(3), 522–550.

- Dormont, B., Geoff, P.-Y. and Tirole, J. (2014), Refonder l'assurance-maladie, Technical Report 12, Les notes du conseil d'analyse économique.
- Ehrlich, I. and Becker, G. (1972), 'Market insurance, self-insurance, and self-protection', *Journal of Political Economy* **80**(4), 623–48.
- Fang, H., Keane, M. P. and Silverman, D. (2008), 'Sources of advantageous selection : Evidence from the medigap insurance market', *Journal of Political Economy* **116**(2), 303–350.
- Finkelstein, A. and McGarry, K. (2006), 'Multiple dimensions of private information : Evidence from the long-term care insurance market', *American Economic Review* **96**(4), 938–58.
- Garnero, M. and Le Palud, V. (2014), 'Les contrats les plus souscrits auprès des organismes complémentaires santé en 2010', *Série Statistiques, Document de travail de la DREES* (191).
- Genier, P. (1998), 'Assurance et recours aux soins. Une analyse microéconométrique à partir de l'enquête santé 1991-1992 de l'Insee', *Revue économique* **49**(3).
- Geoffard, P.-Y. (2000), 'Dépenses de santé : l'hypothèse d'aléa moral', *Economie et Prévision* **142**(1), 123–135.
- Greene, W. H. (2011), *Econometric Analysis*, Pearson, New-York University.
- Hansen, L. P. (1982), 'Large sample properties of generalized method of moments estimators', *Econometrica* **50**(4), 1029–1054.
- Hemenway, D. (1990), 'Propitious selection', *Quarterly Journal of Economics* **105**(4), 1063–69.
- Hemenway, D. (1992), 'Propitious selection in insurance', *Journal of Risk and Uncertainty* **5**(3), 247–251.
- Jaspersen, J. G. (2016), 'Hypothetical surveys and experimental studies of insurance demand : A review', *Journal of Risk and Insurance* **83**(1), 217–255.
- Kahneman, D. and Tversky, A. (1979), 'Prospect theory : An analysis of decision under risk', *Econometrica* **47**(2), 263–92.
- Lafon, A. and Montaut, A. (2017), 'La place de l'assurance maladie privée dans six pays européens', *Les Dossiers de La DREES* (19).
- Laibson, D. (1997), 'Golden eggs and hyperbolic discounting', *The Quarterly Journal of Economics* **112**(2), 443–477.
- Legal, R. (2009), 'L'influence de l'offre de soins et du niveau des primes sur la demande d'assurance complémentaire santé en France', *Revue économique* **60**(2), 441–453.

- Lengagne, P. and Perronin, M. (2005), ‘Impact des niveaux de garantie des complémentaires santé sur les consommations de soins peu remboursées par l’assurance maladie : le cas des lunettes et des prothèses dentaires’, *Questions d’économie de la santé* (100).
- Newey, W. K. (1987), ‘Efficient estimation of limited dependent variable models with endogenous explanatory variables’, *Journal of Econometrics* **36**(3), 231–250.
- Pauly, M. V. (1968), ‘The economics of moral hazard : Comment’, *The American Economic Review* **58**(3), 531–537.
- Pierre, A., Goselin, A., Perronin, M. and Franc, C. (2012), ‘Impact d’une sur-assurance santé sur le reste à charge des patients’, *Économie publique/Public economics* (28-29), 149–164.
- Raynaud, D. (2002), ‘Les déterminants individuels des dépenses de santé’, *Etudes et Résultats* (182).
- Raynaud, D. (2005), ‘Les déterminants individuels des dépenses de santé : L’influence de la catégorie sociale et de l’assurance maladie complémentaire’, *Etudes et Résultats* (378).
- Rothschild, M. and Stiglitz, J. (1976), ‘Equilibrium in competitive insurance markets : An essay on the economics of imperfect information’, *Quarterly Journal of Economics* **90**(4), 629–49.
- Sargan, J. D. (1958), ‘The estimation of economic relationships using instrumental variables’, *Econometrica* **26**(3), 393–415.
- Schokkaert, E., Van Ourti, T., De Graeve, D., Lecluyse, A. and Van de Voorde, C. (2010), ‘Supplemental health insurance and equality of access in Belgium’, *Health Economics* **19**(4), 377–395.
- Semykina, A. (2018), ‘Self-employment among women : Do children matter more than we previously thought ?’, *Journal of Applied Econometrics* **33**(3), 416–434.
- Sermet, C. and Khlal, M. (2004), ‘La santé des chômeurs en France : revue de la littérature’, *Revue d’Épidémiologie et de Santé Publique* **52**(5), 465–474.
- Soual, H. (2017), ‘Les dépenses de santé depuis 1950’, *Etudes et résultats, Drees* (1017).
- Stanciole, A. (2008), ‘Health insurance and lifestyle choices : Identifying ex ante moral hazard in the US market’, *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice* **33**(4), 627–644.
- Unocam (2021), 6 clés pour mieux comprendre et bien choisir sa complémentaire santé, Technical report, Union nationale des organismes complémentaires d’assurance maladie.

Vera-Hernández, A. M. (1999), 'Duplicate coverage and demand for health care. The case of catalonia', *Health Economics* **8**(7), 579–598.

Wooldridge, J. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.

Chapitre 2

La prévention affecte-t-elle les choix d'assurance ?

Ce chapitre est également lié à un travail de recherche en collaboration avec Claire Mouminoux¹ et Jean-Louis Rullière².

Résumé

L'introduction d'un mécanisme de prévention des risques affecte-t-elle les choix d'assurance des individus ? A l'aide d'une expérimentation en laboratoire, cette étude compare les choix d'assurance des individus dans un contexte d'assurance obligatoire entre le cas où ils ont la possibilité de diminuer leur probabilité de risque en effectuant un effort de prévention coûteux, et le cas où l'option de prévention n'est pas proposée. Un troisième traitement a également été mis en œuvre afin d'analyser ensuite les comportements préventifs des assurés dans le but d'examiner la cohérence des choix individuels entre assurance et prévention qui interviennent de manière temporelle. Les résultats expérimentaux révèlent que l'introduction de l'option de prévention diminue la demande d'assurance des participants, qui expriment ainsi une intention de faire de la prévention en seconde étape. Cependant, l'analyse des efforts de prévention révèle finalement une incohérence dynamique des choix : les individus qui ont volontairement choisi de moins s'assurer ne font pas davantage de prévention ensuite.

Mots-clés : Assurance ; Prévention ; Incohérence dynamique des choix ; Expérimentation en laboratoire

1. Faculté de Sciences Economiques et de Gestion (FSEG), Bureau d'économie Théorique et Appliqué (BETA), Strasbourg, France.

2. Université Claude Bernard Lyon 1, Laboratoire SAF, Lyon, France.

2.1 Introduction

Dans un contexte de gestion des risques, la prévention est essentielle et devrait jouer un rôle beaucoup plus important qu'elle ne le fait aujourd'hui dans de nombreux domaines. En réduisant le risque global, les activités préventives, qui recouvrent à la fois les mesures applicables pour diminuer les conséquences, souvent monétaires, de la survenue d'un risque (*auto-assurance*) et les mesures applicables à la diminution de la probabilité d'occurrence du risque (*auto-protection*)³, présentent des bénéfices importants, en particulier, pour les assurés. Du côté de l'assureur, les effets ne sont pas neutres pour autant : non seulement elles permettent la diminution du risque qui est également souhaitable de son point de vue, mais en plus, si une part importante des conditions préexistantes sont liées, au moins en partie, à une prévention insuffisante par exemple, le recours à davantage de comportements préventifs conduira à la réduction du poids de l'*anti-sélection*⁴ supporté par les assureurs. La prévention se retrouve d'ailleurs parmi les quatre principes fondamentaux pour une gestion efficace des risques décrit par la Banque mondiale (en plus de la connaissance du risque, l'assurance et l'adaptation en cas de pertes subies) [Banque mondiale (2013)].

Dans ce cadre, l'analyse des choix de prévention est devenu un élément important dans la littérature économique. Dans un contexte assurantiel, la question des comportements préventifs individuels qui sera analysée en termes d'interaction avec le marché de l'assurance peut, dès lors, être abordée en termes d'aléa moral. Dans la relation d'agence qui existe entre l'assureur et l'assuré, l'aléa moral, qui revient à modifier le comportement de l'individu assuré pour le détourner de ces activités préventives [Arrow (1963); Arrow (1968); Pauly (1968)], caractérise donc la nature de la relation prédite par la théorie entre l'assurance et la prévention. Toutefois, certains travaux ont émis des réserves quant à la robustesse empirique de l'hypothèse théorique d'une dominance de l'effet désincitatif de l'assurance sur les comportements préventifs [Chiappori and Salanié (2000)]. En particulier, parmi les arguments à l'origine de cette remise en cause, celui du rôle d'une hétérogénéité des préférences individuelles, notamment vis-à-vis du risque, revient de façon prégnante dans la littérature [Hemenway (1990); Hemenway (1992); De Donder and Hindriks (2009); de Meza and Webb (2001); Chiappori et al. (2006)]. L'idée avancée consiste à dire qu'un individu disposant d'une forte aversion au risque peut se caractériser à la fois par une forte demande d'assurance pour limiter la perte financière d'un risque donné et, dans le même temps, fournir davantage d'effort préventif pour diminuer la probabilité de ce risque. Derrière cet argument, on retrouve la notion de *sélection*

3. Les termes d'*auto-assurance* (*self-insurance*) et *auto-protection* (*self-protection*) ont été introduits par Ehrlich and Becker (1972) dans leur modèle séminal qui traite pour la première fois explicitement de l'arbitrage entre assurance et prévention. Ces termes sont devenus usuels en économie.

4. L'*anti-sélection* désigne le fait que les individus vont choisir leur niveau d'assurance en fonction de leur niveau de risque qu'ils sont les seuls à connaître (information privée). Alors que l'assureur n'est pas en mesure d'en tenir compte dans sa tarification, l'*anti-sélection* pourra conduire à l'insoutenabilité du marché d'assurance [Rothschild and Stiglitz (1976)].

avantageuse (advantageous selection), qui conduira à obtenir empiriquement une relation inverse à celle prédite initialement par la théorie standard.

Cette mise en garde se trouve par ailleurs étayée par l'absence de consensus empirique concernant la nature de la relation entre assurance et prévention. L'analyse empirique de cette question prend deux formes principales dans littérature, qui dépendent du type de données mobilisées. Faute de pouvoir observer simultanément les décisions individuelles en matière d'assurance et de prévention, ou encore de pouvoir construire un contrefactuel crédible permettant l'identification d'une relation de causalité, une première catégorie de travaux s'est intéressée à la relation entre le niveau d'assurance et le niveau de risque final. Dans ce cadre, sous l'hypothèse que le niveau de risque observé des individus est déterminé par deux dimensions, leurs caractéristiques individuelles et leur comportement vis-à-vis de ce risque, une fois contrôlé de la première, le niveau de risque peut être considéré comme un indicateur du niveau d'effort de prévention fourni par les individus pour diminuer ce risque (un risque final élevé sera donc révélateur d'un effort de prévention faible, et inversement). A partir de cette hypothèse, les nombreuses études qui ont analysé la relation entre le niveau d'assurance et le niveau de risque ont donné lieu à des résultats mitigés. Certains travaux révèlent une corrélation positive entre le niveau de couverture assurantielle et le niveau de risque conformément à l'hypothèse d'aléa moral [Puelz and Snow (1994); Richaudeau (1999); Cohen (2005); Buchmueller et al. (2004)]⁵, d'autres concluent à l'absence de corrélation entre l'assurance et le niveau de risque laissant de côté l'hypothèse d'un réel arbitrage entre assurance et prévention [Chiappori and Salanié (2000); Saito (2006); Cardon and Hendel (2001)]⁶ et enfin, certains aboutissent à une corrélation négative entre l'assurance et le niveau de risque, révélatrice d'une relation inverse entre l'assurance et l'auto-protection [Finkelstein and McGarry (2006); Hendel and Lizzeri (2003); Buchmueller et al. (2013); Fang et al. (2008)]⁷.

Une seconde catégorie de travaux s'est quant à elle prêtée à l'exercice de l'analyse de l'arbitrage entre assurance et prévention à partir d'observations concernant ces deux éléments lorsque celles-ci étaient disponibles. Même s'ils sont beaucoup moins nombreux et concernent principalement le marché de l'assurance maladie, les résultats restent également ambigus. D'un côté, certains travaux valident par exemple l'hypothèse de comportements d'aléa moral sur les marchés de l'assurance santé mexicain et américain par exemple [Spenkuch (2012); Stanciole (2008)], alors que d'un autre côté, des études mettent en avant le résultat inverse en montrant que les individus les mieux assurés sont également ceux qui adoptent les compor-

5. Les travaux de Puelz and Snow (1994), Richaudeau (1999) et Cohen (2005) concernent le marché de l'assurance automobile, et ceux de Buchmueller et al. (2004) le marché de l'assurance santé.

6. Les travaux de Chiappori and Salanié (2000) et Saito (2006) concernent l'assurance automobile et ceux de Cardon and Hendel (2001) l'assurance maladie.

7. Les travaux de Finkelstein and McGarry (2006) concernent l'assurance dépendance, ceux de Hendel and Lizzeri (2003) concernent l'assurance vie, et de ceux de Buchmueller et al. (2013) et Fang et al. (2008) l'assurance santé.

tements les plus sains vis-à-vis du risque santé (exemple : non consommation d'alcool ou de cigarettes, pratique sportive, etc.) [Courbage and de Coulon (2004); Kenkel (1994); Cutler and Lleras-Muney (2010); Fletcher and Frisvold (2009)].

Dans ce contexte, et compte tenu de la contrainte forte liée à la qualité des données disponibles, l'approche expérimentale, qui présente l'avantage d'offrir un accès immédiat et sans restriction à des données entièrement contrôlées, permettant ainsi d'isoler l'objet d'étude afin de mieux répondre à la problématique posée, apparaît comme une piste pertinente pour apporter de nouveaux éléments de réponses empiriques à cette problématique. Toutefois, si la question des déterminants de la demande individuelle d'assurance a déjà été abordée en économie comportementale (voir Jaspersen (2016) pour une synthèse des travaux expérimentaux), les travaux expérimentaux incluant également la notion de prévention restent parcimonieux. L'étude expérimentale de Pannequin et al. (2020) s'est intéressée à l'arbitrage entre assurance et prévention au sens de l'auto-assurance (ensemble des mesures applicables à la diminution de la taille du sinistre en cas de survenue) et a permis de mettre en avant un phénomène de substituabilité entre les deux instruments de gestion des risques. Concernant l'auto-protection, les travaux de Bajtelsmit et al. (2015) analysent les décisions individuelles d'assurance et de prévention dans le cadre d'une expérimentation en laboratoire et, en particulier, afin d'examiner le rôle de l'ambiguïté sur l'arbitrage entre ces deux décisions. Ils montrent notamment que l'ambiguïté incite les participants à privilégier l'outil assurantiel. En revanche, la question de la relation entre assurance et auto-protection, c'est-à-dire comme l'ont fait Pannequin et al. (2020) pour le cas de l'auto-assurance, n'a pas encore été traitée à notre connaissance.

L'objectif principal de cette étude est d'apporter de nouveaux éléments de réponse à la question empirique encore ambiguë des mécanismes d'arbitrage individuels entre assurance et prévention. Alors que la plupart des travaux existants se sont intéressés à l'impact de l'assurance sur la prévention, cette étude expérimentale propose de poser la question inverse : l'introduction explicite d'une option de prévention affecte-t-elle les choix d'assurance des individus ? Il sera ainsi question de comparer deux designs expérimentaux impliquant un choix d'assurance obligatoire parmi un menu de plusieurs contrats, avec, dans un cas la possibilité de faire de la prévention en plus pour diminuer la probabilité d'occurrence du risque, et dans un autre non. La confrontation de ces deux traitements expérimentaux va permettre d'évaluer l'impact de l'option de prévention sur les choix d'assurance, dans un environnement dynamique où les choix d'assurance et de prévention interviennent de manière séquentielle. Par ailleurs, un troisième design expérimental, un traitement de contrôle, a également été mis en œuvre dans le but d'analyser les comportements de prévention des assurés, une fois le contrat d'assurance souscrit. En effet, si l'introduction d'une option de prévention affecte les choix d'assurance en suscitant une intention de prévenir du risque de la part des agents économiques, comment se traduit ensuite cet arbitrage en termes d'effort de prévention ? Ainsi, le second objectif de

cette étude réside dans l'analyse de la séquentialité des choix d'assurance et de prévention des participants, dans le but de déterminer si les décisions individuelles observées sont cohérentes.

Pour traiter de la séquentialité d'un processus de décisions individuelles en environnement dynamique, la théorie économique suppose que les individus sont capables d'anticiper les décisions futures et leurs conséquences, pour les intégrer au calcul des plaisirs et des peines à l'origine des choix qu'ils vont effectuer, à chaque étape de la procédure de décisions. Ce postulat repose sur l'hypothèse de *cohérence dynamique des choix* (*dynamic consistency of choices*), qui justifie notamment le recours au principe de rétro-induction (*backward induction principle*) utilisé pour déterminer les choix optimaux dans un contexte de décisions séquentielles. Ce raisonnement, véhiculé par la théorie de la cohérence temporelle développée initialement par [Kydland and Prescott \(1977\)](#) dans le contexte macroéconomique des politiques monétaires⁸, est, par exemple, celui adopté dans le cadre de la théorie du capital humain et qui permet, entre autres, de justifier que les individus parviennent à arbitrer en faveur d'un investissement immédiat en formation pour un gain ultérieur en termes de salaire [[Becker \(1994\)](#)]. Toutefois, la constatation de divergences entre les choix individuels planifiés, au sens du calcul économique, et ceux finalement effectués, est récurrente. Alors que le principe de rationalité voudrait par exemple que les individus souscrivent à une assurance dépendance, pourquoi sont-ils si peu nombreux à le faire ? [[Fontaine et al. \(2014\)](#)].

Cette anomalie empirique renvoie à la question de l'intertemporalité des choix qui s'intéresse aux décisions qui impliquent des arbitrages entre des coûts et des bénéfices, selon l'appréciation des agents économiques, qui surviennent à différents moments. Le concept de cohérence dynamique ou temporelle des choix et, par extension, celui opposé d'incohérence, trouvent une résonance particulièrement importante en économie comportementale depuis une vingtaine d'années. Si les préférences temporelles désignent *strico sensu* la succession temporelle de deux décisions, abstraction faite de toute propriété particulière des dates, c'est pourtant bien souvent la notion d'espacement en termes de temps entre les deux décisions qui est invoquée comme cause principale des déviations observées entre les choix planifiés, au sens économique, et les choix effectifs [[Frederick et al. \(2002\)](#)]. Ainsi, derrière la notion de biais du présent (ou préférence pour le présent), se retrouve l'idée selon laquelle les individus ne sont pas indifférents, toutes choses étant égales par ailleurs, quant à la distribution temporelle des conséquences de leurs décisions. La valeur d'un résultat donné va ainsi être pondérée selon sa position temporelle, sous l'hypothèse d'un biais du présent, avec un poids plus important accordé aux temporalités les plus proches, venant ainsi remettre en cause l'arbitrage intertemporel des agents.

8. Dans le contexte macroéconomique retenu par les auteurs pour développer cette théorie, ils font référence à la notion de stabilité temporelle des décisions (indépendance du choix à la temporalité à laquelle il intervient), garante de la crédibilité de la politique économique mise en œuvre.

Toutefois, l'apparition de divergences entre les choix planifiés et les choix effectifs ne se résume pas seulement à un problème de surpondération des résultats attendus les plus proches ; d'autres effets peuvent y contribuer. Concernant notamment les décisions en incertitude, plusieurs travaux ont souligné le fait que le biais du présent n'était pas le plus pertinent pour traiter de ces questions [Machina (1989)]. C'est par exemple l'objet de l'étude de Barberis (2012), qui montre que, dans le cadre de la théorie des perspectives [Tversky and Kahneman (1992)], d'autres biais de perception peuvent être à l'origine de déviations des comportements individuels par rapport au principe de rationalité⁹. Plusieurs travaux empiriques alimentent ainsi le constat selon lequel des divergences entre les comportements planifiés et les choix effectifs en univers risqué sont particulièrement prégnants [Barkan and Busemeyer (2003); Andrade and Iyer (2009); Heimer et al. (2021)]. La question de la cohérence dynamique des choix sera ainsi abordée afin de mieux comprendre les mécanismes d'arbitrage individuels entre assurance et prévention dans le cadre d'un design expérimental incluant un processus de décisions séquentielles.

Nos résultats expérimentaux montrent tout d'abord un effet négatif de l'introduction d'un mécanisme de prévention sur la demande d'assurance des participants, révélateur d'une stratégie *ex-ante* d'investissement en prévention pour diminuer la probabilité du risque des participants. Ce résultat conduit ainsi à privilégier l'hypothèse de substituabilité entre assurance et prévention dans ce contexte expérimental puisque l'intention de faire de la prévention en deuxième étape, se traduit par la diminution de la demande d'assurance dans le cadre de la première étape. Cependant, cette intention de prévenir ne se concrétise pas ensuite par une action : les analyses concernant les niveaux d'effort de prévention des participants révèlent en effet que les participants qui ont volontairement choisi de moins s'assurer en raison de la présence de l'option de prévention ne fournissent pas davantage d'effort pour diminuer la probabilité de risque en seconde étape. Il semblerait donc que les participants, révisent leur planification initiale au moment d'effectuer l'effort. Ce schéma décisionnel révèle une divergence entre l'intention et l'action de prévention qui vient ainsi questionner la cohérence des choix individuels en matière de gestion des risques, et les conséquences qui en découlent.

Ce chapitre est organisé comme suit. Les détails de l'expérimentation mise en place sont reportés dans la section 2.2. Les résultats sont ensuite présentés dans la section 2.3. Enfin, la section 2.4 conclut.

9. Dans cette étude, l'auteur s'intéresse aux déterminants qui amènent les individus à jouer au casino alors même que cette décision n'est pas justifiée selon le principe de rationalité.

2.2 L'expérimentation

Dans la pratique, l'expérimentation a été réalisée sur plusieurs sessions et qui ont toutes eu pour finalité de traiter les questions de recherche des chapitres 2 et 3. C'est pourquoi la présentation du protocole expérimental, qui a été rédigée de sorte que chacun des deux chapitres puissent être lu de manière indépendante, est en partie redondante.

2.2.1 Cadre formel du contexte d'assurance et de prévention

Dans le cadre d'un modèle simplifié de demande d'assurance, les individus disposent d'un niveau de richesse initial identique W , et ils font face à un risque de perte monétaire L , avec une probabilité \bar{p} (avec $0 < \bar{p} < 1$). L et \bar{p} sont supposés parfaitement connus.

Chaque individu a accès à deux instruments pour limiter son risque de perte : un mécanisme assurantiel, qui lui permet de bénéficier d'une indemnisation en cas de perte, en contrepartie du paiement d'une prime d'assurance quelle que soit la réalisation de l'état de la nature, et un mécanisme de prévention, qui lui permet de réduire sa probabilité de risque. La souscription à un contrat d'assurance est obligatoire, alors que le recours à la prévention reste facultatif.

A chaque contrat d'assurance correspond un montant de prime, P , garantissant une indemnisation en cas de perte I , telle que $I = \alpha L$, avec α le taux de couverture du contrat en cas de perte. Comme proposé initialement par [Mossin \(1968\)](#), puis popularisé par [Schlesinger \(2000\)](#), le montant de la prime se définit comme suit :

$$P = \alpha(1 + \lambda)\bar{p}L, \tag{2.1}$$

avec λ le taux de chargement du contrat. L'effort de prévention fourni par les assurés pour réduire leur probabilité de risque est supposé inobservable par l'assureur. Le montant de la prime P , dépend donc uniquement de la probabilité de risque initiale \bar{p} .

Une fois le contrat souscrit, chaque assuré peut effectuer un effort de prévention e , pour réduire sa probabilité de risque \bar{p} . La probabilité de risque finale devient $p(e)$, qui est une fonction monotone décroissante en e : $p(e) = \bar{p} - ae$, avec a une constante réelle positive. Le coût de l'effort de prévention est représenté par la fonction $c(e)$ telle que $c(e) = c \times e$, avec $c(e)$ une fonction de coût monétaire. Les travaux de [Charness et al. \(2018\)](#), [Araujo et al. \(2016\)](#), ou encore [Gill and Prowse \(2019\)](#) ont mis en évidence les limites d'une mesure d'effort réel en laboratoire et les conséquences sur les résultats qui en découlent. Pour cette raison, réduire le coût de la prévention à une fonction de coût monétaire garantit ainsi le même accès au mécanisme

de prévention à tous les individus. $c(e)$ et $p(e)$ sont supposés parfaitement connus par l'assuré.

2.2.2 Le design expérimental

A partir du modèle de demande d'assurance standard décrit précédemment, la procédure expérimentale retenue permet de répondre à la question suivante : dans un contexte d'assurance obligatoire, la présence explicite d'une option de prévention, par rapport au cas où elle n'existerait pas, influence-t-elle le choix du contrat d'assurance des individus ?

Le protocole expérimental intègre donc une étape de souscription du contrat d'assurance, avec dans un cas la possibilité de faire de la prévention dans une seconde étape et dans l'autre non. L'ensemble des décisions prises par chaque participant implique des conséquences financières réelles de manière à inciter à des comportements fondés sur des choix non-arbitraires et reflétant au mieux les caractéristiques des préférences individuelles [Camerer and Hogarth (1999)]. Les unités monétaires sont exprimées en *experimental currency units* (ECU), avec le taux de conversion suivant : $100 \text{ ECU} = 1 \text{ euro}$ ¹⁰. Par ailleurs, dans les instructions de l'expérimentation, la formulation écrite reste neutre et donc indépendante de tout contexte. Ainsi, les termes suivants ne sont jamais mentionnés aux participants : assurance, prévention, prime, et indemnisation (voir les instructions reportées en Annexe 2.5.1).

Le déroulement de chaque session expérimentale correspond à la succession de trois parties distinctes. Le cœur de l'expérimentation est contenu dans la deuxième partie et traite du choix du contrat d'assurance avec ou sans présence de prévention, ainsi que du niveau d'effort de prévention qui en découle. La première et la troisième partie sont rendues nécessaires pour éliciter des variables concernées par la deuxième partie (dotation initiale et aversion au risque).

Modélisation des choix d'assurance et de prévention

Pour modéliser les choix individuels en matière d'assurance et de prévention, chaque participant est exposé à 12 scénarios de risque correspondant à un jeu de hasard dans lequel il fait face à une urne électronique contenant 100 boules, chacune de couleur bleue ou rouge. Le jeu consiste en un tirage aléatoire d'une boule contenue dans l'urne, directement effectué par l'ordinateur. En cas de tirage d'une boule rouge, le participant subit une perte monétaire qui sera prélevée à sa richesse initiale (1 500 ECU). En cas de tirage d'une boule bleue, le participant ne subit aucune perte et conserve l'intégralité de cette richesse. Dans ce cadre, deux niveaux de risque sont considérés. Dans le premier cas, l'urne contient 20 boules rouges

¹⁰. Ce taux était communiqué aux participants et utilisé en fin d'expérimentation pour définir le paiement final.

et 80 boules bleues (soit $\bar{p} = 0,2$, la probabilité *faible*), alors que dans le second cas, l'urne contient 50 boules rouges et 50 boules bleues (soit $\bar{p} = 0,5$, la probabilité *élevée*). Concernant le montant de la perte en cas de tirage d'une boule rouge, deux cas sont également considérés : une perte de 600 ECU (soit $L = 600$, le montant *faible*), ou une perte de 1 500 ECU (soit $L = 1500$, le montant *élevé*). La perte de l'intégralité de la richesse initiale fait donc partie des possibilités [Laury et al. (2009) ; Bajtelsmit et al. (2015)]. Pour chacun des 12 scénarios, chaque participant a connaissance dès le début du jeu du montant de la perte potentielle (600 ECU ou 1500 ECU) et de la composition de l'urne (c'est-à-dire de la répartition du nombre de boules bleues et rouges)¹¹. Une fois le participant informé de ces caractéristiques, le choix se déroule en deux étapes.

Etape 1 : Choix d'assurance

Premièrement, chaque participant doit obligatoirement souscrire à un contrat d'assurance¹² parmi quatre proposés qui lui permet de bénéficier d'une indemnisation¹³ en cas de tirage d'une boule rouge en échange d'une prime¹⁴ payée quel que soit le résultat du tirage au sort (voir les instructions reportées en Annexe 2.5.1). Le menu proposé est composé de quatre contrats, qui se différencient par quatre taux de couverture α , différents avec $\alpha = \{0,40 ; 0,65 ; 0,80 ; 0,90\}$ ¹⁵. Par ailleurs, trois taux de chargement λ , différents sont considérés : $\lambda = \{-0,2 ; 0 ; 0,2\}$, avec $\lambda = -0,2$ qui correspond à un contrat subventionné, $\lambda = 0$ qui correspond à la prime actuarielle, et $\lambda = 0,2$ qui correspond à un contrat chargé. Le fait de considérer ces trois cas va permettre de tester si le taux de chargement du contrat d'assurance a un impact sur les décisions des participants en termes d'assurance et de prévention.

Etape 2 : Choix de prévention

La modélisation de l'effort de prévention retenue ici s'inspire de la procédure proposée par Laury et al. (2009), également utilisée par Bajtelsmit et al. (2015). Chaque participant va avoir la possibilité de modifier la répartition, en termes de couleur, des boules initialement contenues dans l'urne : l'effort de prévention consiste simplement à remplacer des boules *risquées* (boules rouges) par des boules *non risquées* (boules bleues). A chaque remplacement est associé un coût unitaire que le participant paie (en plus du contrat d'assurance précédemment souscrit) et qui correspond au coût monétaire de l'effort de prévention c . L'effort de prévention reste cependant limité, et cela pour deux raisons principales. Premièrement,

11. L'écran affiche simultanément au début du jeu l'urne électronique, avec la répartition des boules des deux couleurs, et la description du contenu (voir les instructions reportées en Annexe 2.5.1).

12. Le terme utilisé était celui de *dispositif*.

13. Le terme utilisé était celui de *remboursement*.

14. Le terme utilisé était celui de *prix*.

15. Le cas d'une couverture complète ($\alpha = 1$) est exclu car il s'avère non pertinent pour l'analyse de l'arbitrage entre assurance et prévention.

pour une raison de faisabilité, tout paiement final négatif est exclu. Deuxièmement, l’effort de prévention ne peut réduire, à la limite, la probabilité de risque au niveau 0 (même dans le cas de la probabilité de perte faible ($\bar{p} = 0,2$), la probabilité après l’effort de prévention ($p(e)$) reste non nulle). En résumé, une fois l’étape de la souscription du contrat d’assurance effectuée, chaque participant peut donc décider s’il souhaite ou pas réduire sa probabilité de perte en remplaçant des boules rouges par des boules bleues. Il connaît le coût associé à chaque remplacement ainsi que la limite du nombre de remplacements possibles¹⁶ (voir les instructions reportées en Annexe 2.5.1). Pour garantir une bonne représentation du coût de l’effort fourni et de ses conséquences, l’interface permet au participant de faire des tests : il pré-sélectionne le nombre de remplacements qu’il envisage d’effectuer et visualise ainsi simultanément la nouvelle répartition entre les boules bleues et rouges dans l’urne après le nombre de remplacements indiqué et le coût total associé (coût unitaire \times nombre de remplacements) qu’il devra payer s’il fait effectivement ce choix. Dans ce cadre, deux niveaux de coût unitaire de remplacement c , sont considérés : $c = 6$, le coût *faible* (qui, par construction, est associé au montant de perte faible, soit 600 ECU), et $c = 15$, le coût *élevé* (qui, par construction, est associé au montant de perte élevée, soit 1 500 ECU).

Enfin, 12 scénarios différents, correspondant à la combinaison des différents paramètres considérés qui sont résumés dans le tableau 8¹⁷, sont proposés à chaque participant. L’ordre des scénarios a été défini aléatoirement et est identique pour tous les participants (voir Annexe 2.5.2). Préalablement, deux exemples d’entraînement sont proposés pour que chacun puisse se familiariser avec l’interface. Le paiement final du jeu principal est déterminé selon une procédure de *loterie aléatoire incitative* (*random incentive lottery*) : une fois l’ensemble des scénarios joués, un seul scénario est tiré au sort, le risque est joué et le paiement final est déterminé en fonction des décisions effectuées par le participant pour ce scénario. L’avantage de cette procédure est d’éviter un potentiel effet de portefeuille et de maintenir l’attention des participants jusqu’à la fin du jeu [Charness et al. (2016)].

TABLE 8 – Valeurs des paramètres considérés

Paramètres	Définition	Valeurs
T	Nombre de scénarios	12
W	Richesse initiale	1 500
\bar{p}	Probabilité de risque initiale	{0,2; 0,5}
L	Montant de la perte	{600; 1 500}
J	Taille du menu de contrats	4

16. Cette limite est toujours fixée à 15.

17. Les paramètres ont été choisis pour garantir un paiement non négatif ($W - P - L + I - c(e_{max}) \geq 0$, avec $P = \alpha(1 + \lambda)\bar{p}L$ et $I = \alpha L$).

Paramètres	Définition	Valeurs
α	Taux de couverture	$\{0,4 ; 0,65 ; 0,80 ; 0,90\}$
λ	Taux de chargement	$\{-0,2 ; 0 ; 0,2\}$
$c(e)$	Fonction de coût de prévention	$c(e) = c \times e$ avec $c = \{6; 15\}$
$p(e)$	Probabilité de risque finale	$p(e) = \bar{p} - a \times e$ avec $a = 0,01$

Les traitements

La procédure expérimentale a été déclinée selon deux traitements principaux :

- Dans le **traitement Assurance + Prévention (AP)**, qui est le traitement principal, chaque participant doit choisir un contrat obligatoire parmi un menu de quatre contrats proposés (étape 1), puis il peut choisir le nombre de boules rouges qu’il souhaite remplacer par des boules bleues (étape 2). Il a connaissance de l’ensemble des règles dès le début du jeu (choix d’un contrat obligatoire, possibilité de remplacement de boules, coût unitaire du remplacement, et nombre maximal de remplacements).
- Dans le **traitement Assurance (A)**, chaque participant doit choisir un contrat obligatoire parmi un menu de quatre contrats proposés et qui constitue l’unique tâche de ce traitement (étape 1), le mécanisme de prévention n’existant pas.

La comparaison des deux traitements (traitement *Assurance + Prévention* et traitement *Assurance*) va permettre d’analyser les déterminants des niveaux de couverture choisis par les participants et, en particulier, l’effet de la présence de l’option de prévention par rapport au cas où elle n’est pas proposée. Par ailleurs, un troisième traitement, un traitement de contrôle, a été implémenté dans le but d’analyser l’effort de prévention fourni par les participants et notamment de mieux comprendre la nature de l’arbitrage entre assurance et prévention :

- Dans le **traitement Prévention (P)**, chaque participant se voit imposer son contrat d’assurance obligatoire¹⁸, il lui est révélé le montant de la prime qu’il doit payer et le niveau d’indemnisation en cas de tirage d’une boule rouge, et doit uniquement décider du nombre de boules qu’il souhaite remplacer.

La comparaison des traitements *Assurance + Prévention* et *Prévention* va permettre de tester la cohérence des choix individuels dans un cadre de décisions séquentielles où interviennent un choix d’assurance puis de prévention. En cas d’un réel arbitrage volontaire entre assurance et prévention, les niveaux d’effort individuels devraient être différents selon que le contrat d’assurance ait été choisi (traitement *Assurance + Prévention*) ou imposé (traitement *Prévention*). Le tableau 9 résume les options disponibles dans les trois traitements.

18. Le contrat imposé est sélectionné de manière aléatoire parmi les mêmes quatre contrats proposés dans le cadre des traitements *Assurance + Prévention* et *Assurance*.

TABLE 9 – Description des options disponibles dans chacun des trois traitements

Traitement	Choix d'assurance	Niveaux de couverture	Option de prévention
<i>Assurance + Prévention</i>	Choix du contrat	$\alpha = \{0, 40 ; 0, 65 ; 0, 80 ; 0, 90\}$	Disponible
<i>Assurance</i>	Choix du contrat	$\alpha = \{0, 40 ; 0, 65 ; 0, 80 ; 0, 90\}$	Non disponible
<i>Prévention</i>	Contrat imposé	$\alpha = \{0, 40 ; 0, 65 ; 0, 80 ; 0, 90\}$	Disponible

Détermination de la dotation initiale

Le fait de subir une perte monétaire sur une somme d'argent préalablement gagnée en fonction d'une performance individuelle plutôt que sur un montant attribué de façon automatique et uniforme à tous les participants ne suscite pas le même niveau d'implication, ni la même appréciation du sentiment de perte chez les individus [Laury et al. (2009) ; Bajtelsmit et al. (2015)]. C'est pourquoi, la première partie de l'expérimentation consiste, pour chaque participant, à déterminer son niveau de richesse initiale en fonction de sa performance individuelle.

Cette étape est inspirée de la *tâche de gains (earnings task)* utilisée par Laury et al. (2009) et Bajtelsmit et al. (2015). Elle consiste, pour chaque participant, à répondre à un questionnaire de culture générale de 10 questions et dont l'objectif est de remporter une somme d'argent en fonction du nombre de bonnes réponses qu'il obtient. S'il répond correctement à 5 questions ou plus, il obtient le montant maximal (1 500 ECU), alors que, dans le cas contraire, il ne gagne que la moitié de ce montant (750 ECU). La somme finalement gagnée, qui lui est communiquée, constitue son niveau de richesse initiale pour la suite de l'expérimentation. Il est important de mentionner que, dans le but d'éviter de confondre des effets qui seraient liés au niveau de connaissance des participants et leur niveau de richesse, la définition des questions et du score minimal à atteindre pour prétendre au gain maximal est telle que, dans la pratique, tous les participants devraient obtenir 1 500 ECU (voir le questionnaire reporté en Annexe 2.5.1). Dans le cas contraire, l'ensemble des paramètres est divisé par deux afin d'éviter un effet de richesse initiale¹⁹. Une fois le questionnaire terminé, chaque participant est donc informé individuellement de son nombre de bonnes réponses et du montant qu'il a ainsi obtenu avant de participer à la deuxième partie de l'expérimentation.

Elicitation de l'aversion au risque

La dernière partie de l'expérimentation concerne l'élicitation du niveau d'aversion au risque des individus. Cette étape reprend la méthode proposée par Chakravarty and Roy (2009) et popularisée par Corcos et al. (2017), qui correspond à une adaptation du test d'aversion au risque de Holt and Laury (2002) dans le domaine des pertes. Les travaux de Corcos et al.

19. Finalement, un seul des participants n'a pas obtenu un score de bonnes réponses au moins égal à 5.

(2017), [Corcos et al. \(2019\)](#) et [Pannequin et al. \(2020\)](#) ont, en particulier, montré que l'élicitation des préférences individuelles vis-à-vis du risque dans le domaine des pertes était plus adaptée pour analyser des choix d'assurance en situation risquée. Ainsi, dans cette dernière partie, chaque participant est doté de 1000 ECU, et doit choisir, dans le cadre de 10 loteries consécutives, entre deux options impliquant des pertes. Chaque choix correspond à deux options, A et B, qui diffèrent en terme d'utilité espérée. Le tableau 14 reporté en Annexe 2.5.3 correspond à la procédure soumise aux participants. Le paiement associé à cette tâche correspond à nouveau à un tirage au sort de l'une des loteries qui sera jouée et conditionnera le paiement obtenu et qui viendra s'ajouter à la somme gagnée dans le cadre du jeu principal.

2.2.3 Procédure

L'expérimentation a été réalisée auprès de 123 participants dans une université française. Au total, 10 sessions ont été réalisées²⁰, avec en moyenne 12 sujets par session. Chacune des 12 sessions répond à un seul traitement : traitement *Assurance + Prévention*, traitement *Assurance*, ou traitement *Prévention*. Ce mode d'organisation de l'expérimentation (*Between-Subjects*) permet d'éviter les effets de cadrage qui pourraient apparaître avec une expérimentation en *Within-Subjects*. Les instructions étaient fournies au début de chacune des trois parties de l'expérimentation (détermination de la dotation initiale, choix d'assurance et de prévention, élicitation du niveau d'aversion au risque), qui étaient ensuite suivies d'un court questionnaire concernant quelques caractéristiques individuelles (âge, genre et niveau d'éducation). Chacune des sessions a duré en moyenne 60 minutes. Les gains finaux pour les différentes parties étaient révélés aux participants à la fin de la session, avec un gain moyen d'environ 17 euros, dont 3 euros de frais de participation. L'ensemble des interfaces a été programmé avec le logiciel Z-tree [[Fischbacher et al. \(2021\)](#)].

2.3 Résultats

Cette section comporte une description des principales caractéristiques des participants, ainsi qu'une description de leurs choix d'assurance effectués dans les deux designs expérimentaux principaux. Elle se poursuit par le traitement de la principale question de recherche, à savoir celle de l'impact de l'introduction de l'option de prévention sur les choix d'assurance en comparant les traitements *Assurance + Prévention* et *Assurance*. Enfin, à partir du traitement de contrôle, le traitement *Prévention*, elle se termine par l'analyse des efforts de prévention fournis par les participants une fois le contrat d'assurance souscrit dans le but de déterminer la nature de l'arbitrage séquentiel entre assurance et prévention et, en particulier, de tester

20. Deux sessions pilotes ont été réalisées au préalable, non prises en compte dans les résultats.

la cohérence dynamique des choix des participants.

2.3.1 Description de l'échantillon et des choix individuels d'assurance

L'échantillon final est composé de 123 étudiants de niveau licence ou master, dont 38% qui ont participé au traitement *Assurance + Prévention*, 27% au traitement *Assurance* et 35% au traitement *Prévention*. La répartition en genre du panel de sujets expérimentés est relativement déséquilibrée puisque 67% de l'échantillon est composé d'hommes. Par ailleurs, compte tenu de la population sollicitée, la moyenne d'âge est assez faible (23 ans). En termes de préférence vis-à-vis du risque, 58% des participants ont été classés comme étant averses au risque à partir de la procédure de [Holt and Laury \(2002\)](#) adaptée au contexte de l'assurance. En particulier, sont classés comme averses au risque, les personnes dont le coefficient d'aversion pour le risque, qui correspond au nombre de loteries pour lesquelles l'individu a choisi l'option sûre (option A), est inférieur ou égal à cinq²¹.

Le tableau 10 reporte les choix de niveau de garanties effectués par les participants parmi le menu de quatre contrats proposés, lorsque le contrat d'assurance n'était pas imposé (traitements *Assurance + Prévention* et *Assurance* confondus). Il ressort que les contrats extrêmes ont été les plus souvent choisis par les participants : le contrat avec le taux de couverture le plus faible (40%) a été choisi dans plus de 24% des cas, et celui avec le taux le plus élevé (90%) dans près de 33% des cas.

Comme attendu, les caractéristiques du risque (la probabilité d'occurrence du risque \bar{p} et le montant de la perte L) semblent affecter les choix d'assurance des individus. La probabilité de risque élevée ($\bar{p} = 0,5$) se caractérise par davantage de recours au contrat avec le taux de couverture le plus élevé (90%) par rapport aux trois autres contrats d'assurance proposés, alors que la probabilité de risque plus faible ($\bar{p} = 0,2$) présente des fréquences de recours comparables entre les deux taux de couvertures extrêmes (40% et 90%), excluant ainsi l'émergence d'une tendance claire. De même, concernant la taille de la perte, le montant de perte élevé ($L = 1500$) est marqué par une sur-représentation des contrats avec un taux de couverture élevé (90%) contrairement au montant de perte le plus faible qui se caractérise aussi bien par des contrats avec un faible taux de couverture qu'avec celui dont le niveau est le plus élevé. En d'autres termes, les individus semblent s'assurer davantage en présence d'un risque élevé, et d'un montant de perte important. Concernant les caractéristiques individuelles des participants, des différences en termes de choix d'assurance entre les hommes et les femmes de

21. 93% des sujets n'ont basculé de l'option A vers l'option B qu'une seule fois ; sur les 7% restants, sept sujets ont choisi alternativement les options A et B (ce qui peut être considéré comme une stratégie de couverture) et un semble avoir changé au hasard (ce participant n'a pas choisi l'option dominante B lors de la dernière décision). La majorité de l'échantillon a une valeur de coefficient comprise entre 4 et 7, ce qui correspond aux résultats trouvés par [Corcos et al. \(2017\)](#) à partir du même type de procédure.

l'échantillon sont observées ($p\text{-value} < 0,001$), sans pour autant révéler de tendance claire : les hommes semblent à la fois avoir plus souvent choisi le contrat avec le taux de couverture le plus faible (40%) que les femmes, mais ils ont également plus souvent sélectionné le contrat opposé au sens du niveau de couverture (90%). De même, conformément à un résultat standard, les individus averses au risque semblent davantage avoir choisi les deux contrats disposant des taux de couverture les plus élevés (80% et 90%), même si la différence n'est globalement pas significative à un seuil de 10%.

TABLE 10 – Choix d'assurance en fonction des différentes caractéristiques observées

	40%	65%	80%	90%	$p\text{-value}^a$
	(fréq.)	(fréq.)	(fréq.)	(fréq.)	
Echantillon total	24,3%	19,9%	22,7%	33,1%	
Caractéristiques individuelles					
Genre					
Femme	19,2%	24,7%	28,2%	27,9%	<0,001
Homme	26,7%	17,6%	20,1%	35,7%	
Aversion au risque					
Non-averse au risque	26,0%	21,8%	22,8%	29,4%	0,163
Averse au risque	23,0%	18,5%	22,6%	35,9%	
Caractéristiques du risque					
Probabilité de perte (\bar{p})					
Probabilité faible ($\bar{p} = 0, 2$)	31,9%	16,3%	18,8%	33,1%	<0,001
Probabilité élevée ($\bar{p} = 0, 5$)	16,7%	23,5%	26,7%	33,1%	
Niveau de perte (L)					
Montant faible ($L = 600$)	28,1%	23,5%	20,6%	27,7%	<0,001
Montant élevé ($L = 1500$)	20,4%	16,3%	24,8%	38,5%	
Caractéristiques du contrat					
Taux de chargement (λ)					
Négatif ($\lambda = -0, 2$)	18,8%	17,2%	25,6%	38,44%	<0,001
Nul ($\lambda = 0$)	25,0%	20,3%	18,4%	36,3%	
Positif ($\lambda = 0, 2$)	29,1%	22,2%	24,1%	24,7%	
N	960				

^a Test du Chi-deux.

2.3.2 Impact de l'intention de prévenir sur les choix d'assurance

Qu'en est-il de l'effet de la présence de l'option de prévention sur les choix d'assurance individuels ? La figure 6 compare tout d'abord les fréquences auxquelles chacun des contrats a été sélectionné par les participants entre le traitement *Assurance + Prévention* et le traitement *Assurance*. La principale différence observée concerne le contrat disposant de la couverture la moins complète (40%) qui semble être davantage choisi dans le cas du traitement *Assurance +*

Prévention. Les trois autres contrats, dont les taux de couverture sont plus importants (65%, 80% et 90%), ont à l'inverse été plus souvent choisis lorsque l'option de prévention n'était pas disponible (traitement *Assurance*)²². Cette première analyse bivariée suggère ainsi que la présence de l'option de prévention dans le traitement *Assurance + Prévention*, par rapport au cas où elle n'existe pas, conduit les participants à davantage privilégier le contrat avec le taux de couverture le plus faible au détriment des autres.

A ce stade de l'analyse, l'interprétation intuitive de ce résultat consisterait à dire qu'un mécanisme de substituabilité entre assurance et prévention semble être privilégié dans l'arbitrage entre ces deux instruments de gestion des risques avec l'introduction de la prévention. Les réactions comportementales des participants, en termes de choix d'assurance, se caractérisent dès lors par une forme d'engagement à fournir de la prévention ensuite : parce qu'ils anticipent leur capacité future à réduire la probabilité de risque, ils décident de réduire leur taux de couverture d'assurance avec l'intention donc de faire un effort de prévention en seconde étape (diminution de la demande d'assurance justifiée par l'engagement de faire plus de prévention ensuite).

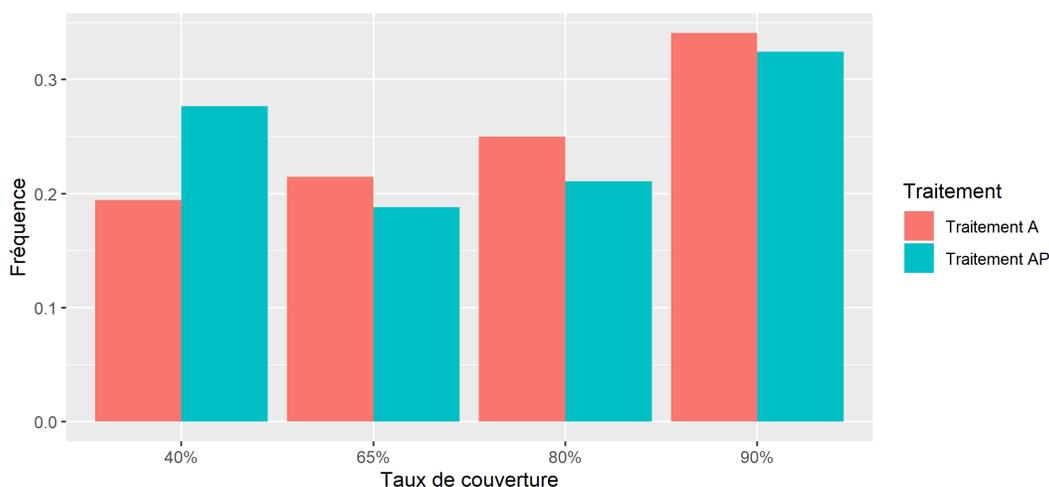


FIGURE 2 – Choix d'assurance (α) en fonction du traitement

Afin de vérifier cette hypothèse et, en particulier, pour s'assurer que cet effet est bien attribuable à la présence de l'option de prévention, et non pas à d'autres paramètres qui pourraient également affecter les choix d'assurance des individus (tableau 10), des régressions multivariées ont été menées. Le recours à ce type d'analyses permet d'isoler l'effet du traitement et donc celui de la présence de l'option de prévention, toutes choses étant égales par ailleurs.

22. Un test du Chi-deux révèle une différence significative dans les choix d'assurance entre les deux traitements ($p - value = 0,029$).

Trois modèles de régressions ont été estimés. Tout d’abord, le modèle 1, de type logit ordonné à effets aléatoires, a été mis en œuvre pour estimer le choix d’assurance des participants de manière globale. Le choix du contrat peut en effet être représenté selon une variable catégorielle à quatre modalités, correspondant aux quatre niveaux de couverture disponibles dans le menu de contrats proposé, avec un ordre sous-jacent ($40\% < 65\% < 80\% < 90\%$). Dans ce cadre, le recours à un modèle ordonné à variable latente va nous permettre d’estimer l’effet des différents paramètres considérés, dont la variable de traitement, sur le niveau de couverture choisi par les participants [Cameron and Trivedi (2005) ; Greene (2011)]. Par ailleurs, compte tenu des résultats précédents et notamment du fait que les différences de comportement semblent davantage émerger sur les contrats extrêmes qui sont les cas les plus souvent sélectionnés, deux modèles de régression supplémentaires ont été estimés pour analyser : i) le fait de choisir spécifiquement le contrat avec le taux de couverture le plus faible (40%) (modèle 2), et ii) le fait de choisir le contrat avec le taux de couverture le plus élevé (90%) (modèle 3). Dans ce cadre, deux modèles de type logit à effets aléatoires ont été mis en œuvre afin d’estimer la probabilité d’effectuer ces deux choix (variables binaires), en fonction des caractéristiques observables, dont la présence de l’option de prévention. Ainsi, dans chacune de ces trois régressions, ont été incluses les caractéristiques individuelles observables (le genre et le niveau d’aversion au risque)²³, les caractéristiques du risque (la probabilité de perte et montant de la perte), le taux de chargement du contrat d’assurance, et surtout la variable de traitement (*Assurance + Prévention* versus *Assurance*). Le coefficient associé à cette variable correspond ainsi à l’effet propre de la présence de l’option de prévention sur les choix d’assurance des participants, une fois contrôlé des autres variables.

Les résultats du tableau 11 confirment tout d’abord que certaines des caractéristiques individuelles et de celles de la situation de risque affectent les choix d’assurance des participants. Les hommes de l’échantillon ont, par exemple, une probabilité plus importante que les femmes de choisir le contrat avec le taux de couverture le plus faible (40%), toutes choses étant égales par ailleurs (modèle 2). De même, comme le suggéraient les analyses bivariées reportées dans le tableau 10, le degré d’aversion au risque ne semble pas impacter le choix d’assurance des participants. Ainsi, contrairement à l’intuition qui prévaut en matière d’aversion au risque, cette dernière devrait normalement capter l’essentiel du comportement en univers risqué, les résultats présentés ici rejoignent d’autres travaux qui eux aussi ont mis en évidence un rôle limité du niveau d’aversion au risque dans les décisions individuelles d’assurance [Corcos et al. (2017) ; Schram and Sonnemans (2011) ; Jaspersen (2016)]. Les caractéristiques du risque (\bar{p} et L), ainsi que le taux de chargement (λ), se révèlent quant à eux des facteurs bien plus déterminants des décisions d’assurance. En particulier, les effets attendus au sens de la théorie économique concernant le montant de la perte et le taux de chargement se retrouvent dans

23. Les variables d’âge et de niveau d’éducation ont également été incluses dans nos estimations. Compte tenu de la faible variabilité de ces deux variables, les coefficients associés ne ressortent pas significatifs et l’inclusion de ces deux variables n’affecte pas les autres résultats.

les résultats du tableau 11 : le montant de perte élevé augmente la demande de couverture assurantielle, alors que l'augmentation du taux de chargement tend à la diminuer [Mossin (1968)]. Enfin, en termes de risque, alors que les résultats théoriques sont plus ambigus quant à l'effet de la probabilité de risque sur le choix de couverture, la demande d'assurance est plus importante pour le cas du risque élevé dans le cadre de ces données expérimentales.

Concernant spécifiquement l'effet du traitement, il ressort tout d'abord que la présence de l'option de prévention dans le traitement *Assurance + Prévention*, par rapport au traitement *Assurance* dans lequel elle n'est pas proposée, tend à diminuer la probabilité que les individus choisissent un contrat avec un taux de couverture plus important (coefficient négatif dans le modèle 1). Ce résultat véhicule ainsi l'idée que l'intention de faire de la prévention en deuxième étape conduirait les individus à moins s'assurer. Cependant, cet effet n'est pas statistiquement significatif à un seuil de 5%. En revanche, une différence significative selon le traitement est observée dans la probabilité de choisir le contrat avec un taux de couverture de 40% : l'introduction de l'option de prévention, par rapport au cas où elle n'est pas présente, augmente la probabilité que les participants choisissent le contrat avec le taux de couverture le plus faible, toutes choses étant égales par ailleurs (modèle 2). Cet effet significatif vient ainsi corroborer l'interprétation précédente quant au rôle de l'intention de prévenir le risque sur le choix d'assurance. La non significativité du coefficient associé à la variable de traitement dans le modèle 1 pourrait s'expliquer par le fait que, quel que soit le traitement, les participants ont en majorité choisi le contrat avec le taux de couverture de 90% (tableau 10), compensant ainsi l'effet à la baisse capté dans le second modèle. D'ailleurs, même si le coefficient associé à la variable de traitement est négatif dans le modèle 3, indiquant ainsi un effet négatif de la présence de l'option de prévention sur la probabilité de choisir le contrat avec un taux de couverture de 90%, cet effet n'est pas statistiquement significatif.

TABLE 11 – Analyses multivariées du choix d'assurance

	(1)	(2)	(3)
	Choix	P($\alpha = 0, 40$)	P($\alpha = 0, 90$)
	d'assurance		
Caractéristiques individuelles			
Genre			
Femme	Réf.	Réf.	Réf.
Homme	0,109 (0,293)	0,451** (0,206)	0,305 (0,210)
Aversion au risque			
Non-averse au risque	Réf.	Réf.	Réf.
Averse au risque	0,283 (0,278)	-0,0837 (0,186)	0,269 (0,198)
Caractéristiques du risque			
Probabilité de risque (\bar{p})			

	(1)	(2)	(3)
	Choix d'assurance	P($\alpha = 0, 40$)	P($\alpha = 0, 90$)
Probabilité faible ($\bar{p} = 0.2$)	Réf.	Réf.	Réf.
Probabilité élevée ($\bar{p} = 0.5$)	0,462*** (0,124)	-0,614*** (0,102)	-0.009 (0,0934)
Niveau de perte (L)			
Montant faible ($L = 600$)	Ref.	Ref.	Ref.
Montant élevé ($L = 1500$)	0,645*** (0,124)	-0,314*** (0,100)	0,380*** (0,0941)
Caractéristiques du contrat			
Taux de chargement (λ)			
Nul ($\lambda = 0$)	Réf.	Réf.	Réf.
Négatif ($\lambda = -0.2$)	0,331** (0,151)	-0,279** (0,126)	0,0677 (0,112)
Positif ($\lambda = 0.2$)	-0,424*** (0,150)	0,163 (0,118)	-0,419*** (0,116)
Traitement			
<i>Assurance</i>	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Assurance + Prévention</i>	-0,219 (0,279)	0,399** (0,190)	-0,0405 (0,198)
Constante	-	-0,898*** (0,268)	-0,983*** (0,271)
Seuil 1	-0,837** (0,380)	-	-
Seuil 2	0,321 (0,379)	-	-
Seuil 3	1,540*** (0,383)	-	-
ρ	1,175*** (0,254)	-	-
$\ln(\sigma^2)$	-	-0,802*** (,269)	-0,583** (0,243)
N	960	960	960

Notes : Significativité : * = 10% ** = 5% *** = 1%. Ecart-types entre parenthèses.

Finalement, ces premiers résultats montrent que l'introduction de l'option de prévention dans le traitement *Assurance + Prévention* tend à diminuer la demande d'assurance des participants, avec, en particulier, un effet plus marqué sur la probabilité de choisir le contrat avec le taux de couverture le plus faible dans le cadre du menu proposé, à autres caractéristiques données. Lorsque les participants disposent de deux mécanismes de gestion des risques, l'assurance et la prévention, ils vont volontairement faire le choix d'acheter moins d'assurance en première étape, par rapport au cas où ils ne disposent que de l'option d'assurance. Ce constat vient ainsi renforcer l'idée selon laquelle les participants effectuent leur choix d'assurance avec

l'intention, implicitement déclarée, d'investir en prévention en deuxième étape en optant pour le contrat d'assurance le moins avantageux en termes de niveau de couverture en première étape.

2.3.3 Incohérence entre intention et effort de prévention

Alors que la présence d'un mécanisme de prévention a pour effet de diminuer le niveau de couverture assurantielle choisi par les participants, est-ce que ce changement de comportement se traduit ensuite par davantage d'effort de prévention ? Pour répondre à cette question, il est nécessaire d'analyser les efforts de prévention fournis par les participants et, en particulier, de parvenir à distinguer l'effet du niveau de couverture en tant que tel (effet causal du niveau de couverture sur l'effort de prévention), de celui d'un effet d'un réel arbitrage individuel entre assurance et prévention, quel que soit le niveau de couverture.

Pour ce faire, il va être question de comparer les niveaux d'effort de prévention entre les traitements *Assurance + Prévention* et *Prévention*. Le traitement *Prévention*, qui consiste à attribuer de manière aléatoire un contrat d'assurance parmi les quatre figurant dans le menu, va permettre d'observer les comportements d'effort de prévention des participants en réaction à la souscription d'un contrat d'assurance donné permettant ainsi de capter l'effet propre du niveau de couverture sur le niveau d'effort fourni en seconde étape. Par comparaison avec le traitement *Assurance + Prévention*, il sera ainsi possible de distinguer l'effet relevant exclusivement du taux de couverture du contrat d'assurance, assimilable à un effet en termes d'aléa moral en cas de diminution de l'effort de prévention avec l'augmentation du taux de couverture attribué, de celui qui relèverait d'une stratégie de diversification entre assurance et prévention telle que supposée à partir des résultats précédents.

Avant d'effectuer cette comparaison, la figure 3 reporte tout d'abord la distribution de e dans le cas des traitements *Assurance + Prévention* et *Prévention* pour permettre une première appréciation des choix de prévention effectués par les participants dans les traitements *Assurance + Prévention* et *Prévention* confondus. Le niveau moyen de e est de 5,9, avec une sur-représentation des valeurs extrêmes ($e = 0$ et $e = 15$) : 38,4% des participants ont choisi de ne faire aucun effort de prévention ($e = 0$), alors que 21,3% ont choisi le niveau maximal ($e = 15$).

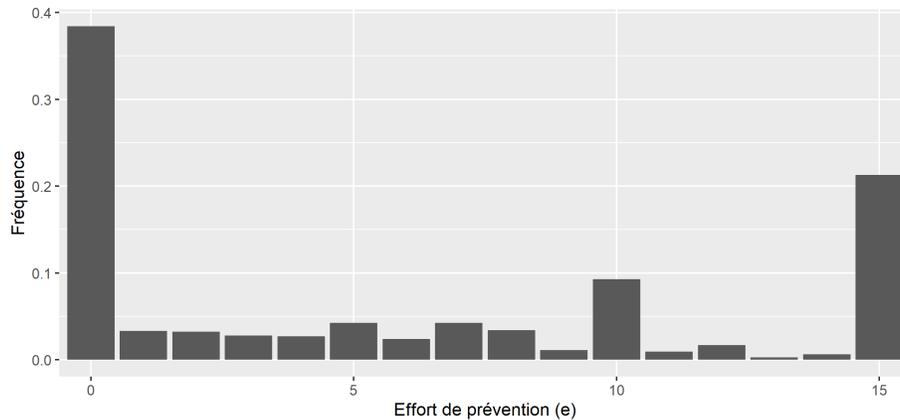


FIGURE 3 – Niveau d’effort de prévention (e)

La figure 4 compare ensuite la distribution du niveau d’effort de prévention e en fonction des deux traitements (*Assurance + Prévention* versus *Prévention*). La principale différence observée concerne le niveau d’effort de prévention maximal ($e = 15$) qui est plus souvent fourni par les participants du traitement *Prévention*, c’est-à-dire ceux qui n’ont pas choisi eux-mêmes leur contrat en première étape²⁴. A ce stade de l’analyse il est peu aisé de fournir des hypothèses quant à l’explication de ce résultat qui pourrait avoir deux causes principales. D’une part, il pourrait relever d’un effet de compensation suite à l’attribution d’un contrat non optimal au sens des préférences individuelles dans le cadre du traitement *Prévention* (l’attribution d’un contrat avec un taux de couverture jugé trop faible pourrait conduire à plus d’effort de prévention en signe de compensation). D’autre part, ce résultat pourrait être révélateur d’une incohérence des choix individuels : la diminution volontaire du niveau de couverture marquée par l’intention de prévenir le risque ne se traduirait finalement pas par plus d’effort de prévention, voire même au contraire par un moindre investissement en auto-protection.

24. Un test non paramétrique de Kolmogorov-Smirnov révèle une différence globalement significative de la distribution de e entre les deux traitements ($p\text{-value} = 0,006$).

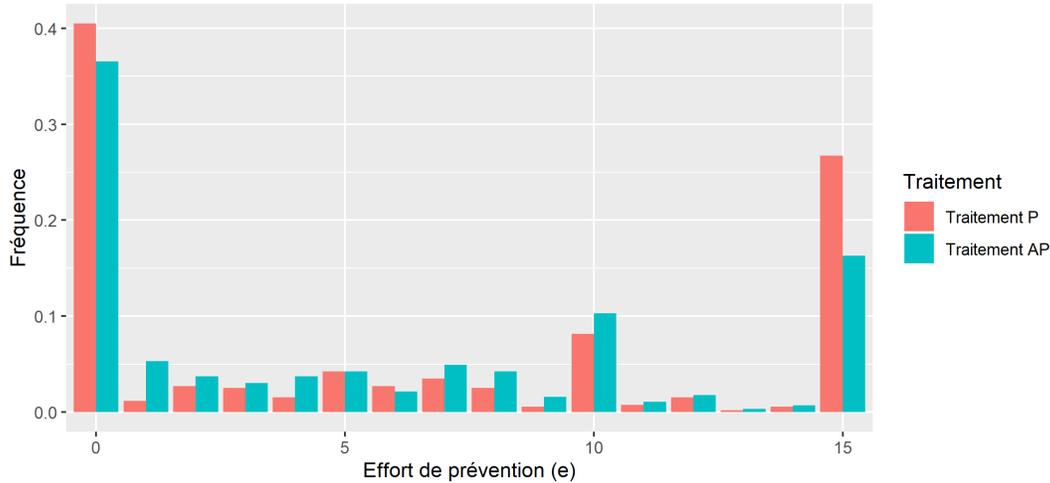


FIGURE 4 – Niveau d’effort de prévention e en fonction du traitement

Dans le but d’essayer de distinguer ces deux types d’effets, la figure 5 reporte la distribution de e selon le traitement et en fonction du niveau de couverture du contrat d’assurance dont disposent les participants. Même si le niveau de couverture apparaît de manière évidente comme un facteur discriminant du niveau d’effort de prévention fourni par les participants, le traitement semble également avoir un effet propre. Plus précisément, les deux niveaux d’effort extrêmes ($e = 0$ et $e = 15$) sont révélateurs d’un effet désincitatif du niveau de couverture sur le niveau d’effort de prévention consenti, quel que soit le traitement : on remarque une croissance des cas d’absence d’effort de prévention avec le taux de couverture des contrats et, à l’inverse, une décroissance de la fréquence des cas d’effort maximal avec le niveau de couverture²⁵. Outre cette tendance, assimilable à un effet d’aléa moral, des différences en fonction du traitement et notamment dans le cas des contrats avec les taux de couverture les plus faibles sont observées. Par exemple, pour le cas du contrat avec un taux de couverture de 40%, soit le niveau le plus faible, un écart important au point $e = 15$ est visible : pour un même niveau de couverture et, en particulier, le niveau le plus faible (40%), le niveau d’effort maximal est plus souvent fourni dans le cas du traitement *Prévention* par rapport au traitement *Assurance + Prévention*.

25. Ce résultat est d’autant plus visible à partir de l’analyse bivariée entre le niveau d’effort de prévention e et le niveau de couverture, quel que soit le traitement (voir la figure 6 reportée en Annexe 2.5.4).

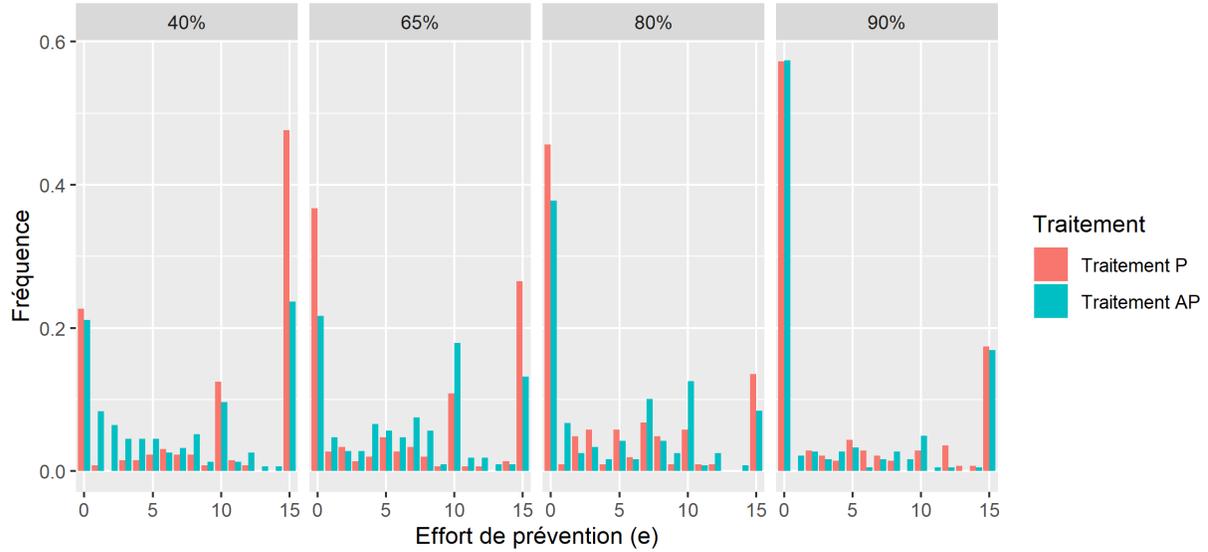


FIGURE 5 – Niveau d’effort de prévention e en fonction du niveau de couverture et du traitement

Des modèles de régression multivariée ont à nouveau été estimés afin de trancher quant aux effets réels observés. En particulier, un modèle de régression linéaire à effets aléatoires a été mis en œuvre pour estimer le niveau d’effort de prévention e choisi par les participants dans le cadre des traitements *Assurance + Prévention* et *Prévention*. L’ensemble des caractéristiques observables décrites précédemment (caractéristiques individuelles, caractéristiques de la situation de risque et caractéristiques du contrat d’assurance) ont été incluses dans le modèle. Par ailleurs, plusieurs variables supplémentaires ont été ajoutées dans le but spécifique de comprendre l’arbitrage individuel entre les deux étapes de l’expérimentation (choix d’assurance et choix de prévention). Plus précisément, trois variables binaires correspondant aux niveaux de couverture du contrat d’assurance dont disposent les participants avant d’effectuer leur effort de prévention ont été incluses dans le but de contrôler l’effet propre de la couverture sur la prévention. Par ailleurs, une variable de traitement a également été ajoutée pour permettre de distinguer le cas où le contrat a été choisi par les participants de celui où il a été attribué de façon aléatoire et surtout, afin de pouvoir distinguer ce qui relèverait d’un effet d’aléa moral et d’un effet d’arbitrage volontaire entre assurance et prévention, des termes d’interaction entre chaque taux de couverture et la variable de traitement ont été inclus. L’inclusion de ces variables va permettre de tester si la relation entre le niveau de couverture et le niveau d’effort de prévention est la même dans le cas où le contrat est préalablement choisi par l’individu, qui sait qu’il pourra par la suite faire un effort de prévention, et dans le cas où ce contrat est attribué de manière exogène. Ainsi, si l’intention de prévenir constatée dans les résultats précédents sur le choix du contrat avec le taux de couverture le plus faible se concrétise par une action de prévention accrue, un effet significatif du coefficient associé au terme d’interaction entre le niveau de couverture à 40% et le traitement *Assurance + Prévention* devrait

être observé. Le tableau 12 reporte les coefficients issus de l'estimation du niveau d'effort de prévention.

TABLE 12 – Analyses multivariées des déterminants du niveau d'effort de prévention e

	e
Caractéristiques individuelles	
Genre	
Femme	Réf.
Homme	1,100 (0,767)
Aversion au risque	
Non-averse au risque	Réf.
Averse au risque	-0,359 (0,740)
Caractéristiques du risque	
Probabilité de risque (\bar{p})	
Probabilité faible ($\bar{p} = 0, 2$)	Réf.
Probabilité élevée ($\bar{p} = 0, 5$)	0,645** (0,291)
Niveau de perte (L)	
Montant faible ($L = 600$)	Réf.
Montant élevé ($L = 1500$)	-1,701*** (0,291)
Caractéristiques du contrat	
Taux de chargement (λ)	
Nul ($\lambda = 0$)	Réf.
Négatif ($\lambda = -0, 2$)	0,739** (0,353)
Positif ($\lambda = 0, 2$)	0,748** (0,352)
Taux de couverture (α)	
40%	4,623*** (0,596)
65%	2,003*** (0,571)
80%	0,832 (0,634)
90%	Réf.
Traitement	
Traitement <i>Assurance</i>	Réf.
Traitement <i>Assurance + Prévention</i>	-0,944 (0,875)
Taux de couverture \times Traitement	
40% \times contrat choisi	-0,680 (0,850)

	<i>e</i>
65% × contrat choisi	1,305 (0,878)
80% × contrat choisi	0,718 (0,877)
Constante	3,922*** (0,986)
N	1 080

Notes : Significativité : * = 10% ** = 5% *** = 1%. Les écarts-type sont reportés entre parenthèses.

Tout d’abord, les résultats révèlent une corrélation négative entre assurance et prévention qui se traduit par moins d’effort de prévention dans le cas de taux de couverture plus élevés, toutes choses étant égales par ailleurs et surtout quel que soit le traitement. En effet, la diminution du taux de couverture et, en particulier, pour les cas des contrats avec les taux de 40% et 65%, implique un effort de prévention plus important par rapport au cas des contrats plus complets en termes de couverture, en accord avec l’hypothèse d’aléa moral formulée dans la théorie économique, mais également avec notre hypothèse d’arbitrage calculé entre assurance et prévention. Cependant, la seule prise en compte des résultats associés aux variables de taux de couverture ne permet pas de distinguer ces deux cas, à savoir si cette relation entre niveau d’assurance et niveau de prévention est uniquement imputable à un effet d’aléa moral dans le cas d’une meilleure couverture (ou de compensation dans le cas d’une moins bonne couverture), ou si une part de ce résultat correspond à l’action de l’intention de prévenir détectée dans les résultats précédents.

En premier lieu, la variable de traitement est associée à un coefficient négatif mais non statistiquement significatif. Ainsi, le fait que le traitement ne se révèle pas être un facteur discriminant, à niveau de couverture donné, indique, qu’a priori, aucune différence de comportements individuels en termes de prévention n’émerge de la comparaison de ces deux designs expérimentaux. D’ailleurs, le fait que le coefficient soit négatif tendrait même à révéler l’effet inverse de celui attendu. De plus, le fait que les termes d’interaction soient eux aussi non statistiquement significatifs vient confirmer ce résultat : les réactions comportementales en termes d’effort de prévention en fonction du niveau de couverture sont les mêmes dans les deux traitements. En d’autres termes, les participants qui ont volontairement choisi de moins s’assurer en première étape, avec l’intention implicite de fournir un effort de prévention ensuite, ne font finalement pas davantage d’effort pour diminuer la probabilité de diminution du risque, par rapport au cas où ils ne choisissent pas leur contrat. Alors que ce résultat est basé sur la comparaison des niveaux d’efforts des participants entre les traitements *Assurance + Prévention* et *Prévention*, l’une des interprétations possibles réside dans la présence d’un potentiel effet d’offre lié à l’environnement expérimental du laboratoire [Carpenter et al. (2010)].

En supprimant l'opportunité de choisir le contrat d'assurance aux participants dans le cadre du traitement *Prévention*, rendant ainsi la prévention comme étant le seul outil de gestion du risque manipulable par les participants, une augmentation de la demande de prévention pourrait dès lors survenir, et cela quel que soit le taux de couverture du contrat attribué (effet d'offre). Pour tester cette hypothèse, nous avons comparé la probabilité que les participants ne fassent aucun effort ($e = 0$) entre les deux traitements, toutes choses étant égales par ailleurs²⁶. Aucune différence significative ne ressort de cette comparaison, rendant ainsi l'hypothèse d'un effet d'offre peu crédible.

En résumé, la présence de l'option de prévention se traduit par une augmentation de la demande des contrats d'assurance avec le taux de couverture le plus faible, révélant ainsi une intention des participants de faire de la prévention dans le cadre de la seconde étape. Ce premier résultat révèle tout d'abord un mécanisme de substituabilité entre assurance et prévention, au-delà de l'effet d'aléa moral qui est par ailleurs contrôlé. Ensuite, le second résultat notoire concerne l'incohérence des choix individuels en matière d'assurance et de prévention dans un contexte où ces deux décisions interviennent de manière séquentielle (et irréversible) : alors que les individus s'assurent moins en présence de prévention, ils ne fournissent pour autant pas plus d'effort de prévention en seconde étape. Ce résultat renvoie à la vaste littérature en économie comportementale de l'incohérence dynamique des choix. Si le premier réflexe en économie est d'aborder cette notion sous le prisme de la dimension temporelle [Frederick et al. (2002)], qui renvoie à l'une des anomalies empiriques les plus connues désignée sous le terme de *biais de préférence pour le présent* (*present time bias*), elle n'est pas la seule source à l'origine de contradictions observées dans les décisions individuelles.

Une fois encore, les travaux en psychologie sociale, à l'instar de ceux de Ajzen et al. (2004), montrent par exemple le rôle majeur du concept de *biais hypothétique* (*hypothetical bias*) dans la formation de divergences entre les intentions déclarées des individus et les actions finalement menées. Ils expliquent ainsi que l'idée selon laquelle les individus sont capables de planifier correctement leurs décisions dans un environnement dynamique (*théorie du comportement planifié* [Ajzen (1991)]) serait remise en cause en l'absence de prise en compte de l'existence de biais hypothétique. Alors que la dimension temporelle reste très limitée dans cette étude compte-tenu du contexte expérimental qui implique un laps de temps trop court entre les deux décisions pour y voir un quelconque effet, le rôle du biais hypothétique semble quant à lui plus pertinent. Le design expérimental a été conçu de sorte que les décisions d'assurance et de prévention interviennent de manière séquentielle, avec la possibilité de fournir un effort de prévention connue au moment du choix du contrat d'assurance, mais hypothétique. En particulier, dans le cas où les deux mécanismes sont présents (traitement *Assurance + Pré-*

26. Pour ce faire, nous avons estimé un modèle logit à effets aléatoires permettant de comparer la probabilité de ne faire aucun effort de prévention selon le traitement en contrôlant des autres caractéristiques observables.

vention), chaque participant connaît dès le début l'ensemble des règles et décisions qu'il aura à prendre (choix d'assurance et de prévention). Une fois informé, chaque participant commence par choisir son contrat d'assurance ; l'option d'effort de prévention est alors connue mais reste encore hypothétique puisque seule l'étape 1 apparaît à l'écran. Ce n'est qu'après validation du choix d'assurance que l'écran change pour passer au choix de prévention. La validation du choix d'assurance met fin au biais hypothétique relatif à la prévention, l'intention de faire de la prévention implicitement communiquée à travers le choix d'assurance laisse place à l'action de prévention qui révèle alors la nature de l'incohérence des choix observée. Par ailleurs, un autre effet pourrait également être à l'origine de cette incohérence des choix, qui serait lié à un biais de perception quant à la capacité à consentir à un effort de prévention, exacerbé par le caractère non contraignant de l'engagement de prévention que chaque participant exprime implicitement à travers son choix d'assurance. Plus concrètement, la diminution de la demande d'assurance en présence de prévention peut être considérée comme une forme d'engagement de la part des participants à faire de la prévention. Cependant, cet engagement, qui est non contraignant eu égard au design de l'expérimentation, autorise l'émergence de comportements de procrastination : les participants s'*engagent* à faire de la prévention en étape 2, et finalement, au moment où l'effort de prévention devient réel et coûteux, ils décident de dévier par rapport à cet engagement initial. Le biais de perception des participants porte alors sur la non-anticipation de leur procrastination à venir concernant l'effort de prévention, qui renvoie notamment aux notions de *naïveté* et de *lucidité* utilisées dans la littérature concernant les préférences temporelles pour distinguer les individus qui dévient de leurs décisions déclarées de ceux qui s'y tiennent. Les travaux de [Ariely and Wertenbroch \(2002\)](#) portent sur ces questions, et montrent par exemple que l'auto-contrainte, si elle est suffisamment forte, peut être une solution pour limiter l'incohérence des choix des individus liée à un biais de perception concernant leur comportement futur.

2.3.4 Robustesse des résultats

Plusieurs analyses complémentaires destinées à tester la robustesse des résultats statistiques présentés ont été menées. Tout d'abord, la sensibilité des résultats en fonction du choix du modèle utilisé a été testée en mettant en concurrence d'autres modèles économétriques alternatifs. Les résultats concernant les choix d'assurance estimés à l'aide d'un modèle de type logit ordonné ont été comparés avec ceux issus d'un modèle de type logit multinomial, et ceux concernant le niveau d'effort de prévention estimé à l'aide d'un modèle linéaire ont été mis en concurrence avec les résultats d'un modèle de type Tobit afin de prendre en compte l'existence d'une censure à gauche et à droite dans la variable de résultat. Dans les deux cas les conclusions restent inchangées. Par ailleurs, la sensibilité des résultats à un *effet session* ou un *effet période* a également été examinée en ajoutant des variables dichotomiques afin de contrôler ces deux aspects. Aucun effet de ce type n'a été détecté, et surtout l'inclusion

de ces variable n'affecte par les autres résultats. Enfin, la robustesse des résultats en matière de prise en compte des préférences vis-à-vis du risque a été contrôlée. Pour chacun des modèles estimés, la variable binaire d'aversion au risque a été remplacée par trois autres variables dichotomiques permettant de distinguer les individus averses au risque, les riscophiles et les individus neutres vis-à-vis du risque (catégorisés selon le coefficient d'aversion au risque mesuré à partir de la procédure de Holt et Laury), ainsi qu'une variable de contrôle pour identifier les sujets qui ont choisi alternativement les options A et B ou la mauvaise option dans la loterie de contrôle (7% de l'échantillon). A nouveau, l'ensemble des conclusions n'en est pas affecté.

2.4 Conclusion

Cette étude met en œuvre un protocole expérimental original avec pour objectif d'analyser les choix d'assurance des individus dans un contexte d'assurance obligatoire, en fonction de la présence ou non, d'une option de prévention. L'exploitation de deux designs expérimentaux, l'un impliquant la possibilité de faire un effort de prévention, l'autre non, a ainsi permis de comparer les décisions d'assurance des individus en matière de taux de couverture. Par ailleurs, l'implémentation d'un troisième traitement de contrôle a ensuite permis d'examiner les efforts de prévention fournis en deuxième étape et, en particulier, dans le but de tester la cohérence des choix séquentiels entre assurance et prévention. D'une part, nos résultats montrent que l'introduction de la prévention suscite une intention de diminuer la probabilité de risque des participants puisqu'ils décident de moins s'assurer en première étape lorsqu'ils ont connaissance de la possibilité de faire de la prévention dans une seconde étape. Ce premier résultat s'inscrit dans une logique de substituabilité entre assurance et prévention, l'introduction d'un deuxième instrument de gestion des risques, la prévention, venant diminuer la demande d'assurance par rapport au cas où seul le marché de l'assurance existe. D'autre part, une fois ce résultat admis, l'analyse des efforts de prévention des participants révèle une incohérence des comportements entre les deux étapes de décisions : les participants qui ont volontairement décidé de moins s'assurer en raison de la présence de la prévention, ne font pas davantage d'effort préventif en seconde étape.

Ces résultats s'inscrivent dans la continuité des travaux portant sur la question de l'arbitrage entre assurance et prévention. Alors que la plupart de ces travaux se sont avant tout posés la question du rôle de l'assurance sur la prévention, cette étude expérimentale pose la question inverse en commençant par examiner l'impact de l'introduction d'un mécanisme de prévention sur les choix d'assurance. Dans ce cadre, l'évidence expérimentale met en avant une nouvelle forme de substituabilité entre assurance et prévention. Alors que cette notion est souvent vue sous le prisme de l'effet désincitatif de l'assurance sur la prévention (effet d'aléa moral),

l'introduction de la prévention pourrait elle aussi être à l'origine d'un arbitrage individuel conduisant à réduire la demande d'assurance au profit de la prévention. Par ailleurs, l'analyse globale des décisions séquentielles met en avant une limite notoire à cet effet : les réactions comportementales qui conduisent à se sous-assurer, ne s'accompagnent pas nécessairement d'une compensation significative pour diminuer la probabilité du risque. Dès lors, ce résultat souligne la vigilance à avoir quant à une potentielle désensibilisation des individus vis-à-vis de l'outil assurantiel dans le cadre d'une démarche de promotion de la prévention.

Dans la continuité des réflexions qui peuvent être menées en termes d'implications, ces résultats rappellent l'importance de la prise en compte de l'existence du biais hypothétique. Cette question a déjà été largement abordée dans le contexte de la prévention et, en particulier, en santé. De nombreux exemples faisant écho aux résultats expérimentaux présentés dans cette étude peuvent en effet être cités pour illustrer la divergence entre intentions et actions imputable à la notion de biais hypothétique. [Özdemir et al. \(2009\)](#) montrent par exemple que la disposition à payer pour un traitement est supérieure à celle réellement consentie dans les faits. [Mark and Swait \(2004\)](#) analysent les comportements des individus sous le prisme de la notion de compliance (ou observance) en matière de traitement médical à partir de données expérimentales et mettent en avant une différence entre l'acceptation hypothétique du traitement et le fait de s'y soustraire dans les faits. Ou encore [Quaife et al. \(2018\)](#) proposent une revue de littérature qui met en avant les divergences en termes de préférences déclarées en matière de santé (*Discrete choice experiments (DCEs)*)²⁷ et les comportements finalement observés. L'ensemble de ces exemples, qui ramènent tous au constat d'une différence entre intentions déclarées et actions finalement menées, renvoie à l'importance du rôle joué par le biais hypothétique [[Hensher et al. \(2015\)](#)]. Ainsi, outre le fait que ces résultats permettent de révéler de l'incohérence dans les décisions des individus en environnement incertain et le rôle important joué par la dimension hypothétique des décisions, ils questionnent également sur la manière de s'en saisir afin d'en limiter l'apparition qui, dans le cadre d'une approche normative, est généralement non souhaitable en terme de gestion des risques. Dans ce cadre, une piste intéressante pourrait être celle évoquée dans les travaux de [Ariely and Wertenbroch \(2002\)](#), qui montrent que le caractère auto-contraignant d'une décision pourrait limiter les divergences entre intentions et actions. Alors qu'une mesure qui viserait à imposer aux assurés de faire de la prévention ne semble pas pertinente (moyens de contrôle à mettre en œuvre, potentiels effets d'éviction, etc.), une autre qui concernerait les décisions d'assurance semble en revanche envisageable pour limiter les comportements de sous-assurance et, éventuellement, modifier l'attitude des assurés vis-à-vis de la prévention. Le chapitre suivant s'intéresse à cette question en examinant quels sont les impacts en termes de comportements préventifs du fait d'imposer ou non un contrat d'assurance.

27. Outil économique utilisé pour obtenir les préférences déclarées des personnes interrogées.

2.5 Annexes

2.5.1 Le protocole expérimental

Questionnaire de culture générale (détermination de la dotation initiale)

1. Quelle est la source de production d'électricité principale en France ?
 - Le vent
 - Le nucléaire
 - La gaz
 - Le charbon
2. Qui est l'actuel président des Etats-Unis
 - Barack Obama
 - Emmanuel Macron
 - Abraham Lincoln
 - Donald Trump
3. Quelles sont les deux couleurs qui doivent être mélangées pour obtenir du vert ?
 - Bleu et jaune
 - Blanc et bleu
 - Rouge et jaune
 - Gris et violet
4. Quelle est la capitale du Portugal ?
 - Madrid
 - Lisbonne
 - Barcelone
 - Rome
5. A quelle date est célébrée la fin de la seconde guerre mondiale en France ?
 - 8 mai
 - 11 novembre
 - 14 juillet
 - 29 avril
6. Quelle est la monnaie utilisée au Royaume-Uni ?
 - L'euro
 - Le dollar
 - La livre sterling

- Le yen
7. Parmi ces 4 films, lequel n'est pas l'adaptation d'un livre ?
- Le seigneur des anneaux
 - Da Vinci code
 - Le bossu de Notre Dame
 - Ratatouille
8. Quel animal n'est pas un mammifère ?
- Le chat
 - L'éléphant
 - Le cheval
 - Le requin
9. Quel est le pays le vaste du monde (km²) ?
- La Russie
 - Le Canada
 - Les Etats-Unis
 - L'Australie
10. Quelle planète fait partie du système solaire ?
- Artemis
 - Mars
 - Athena
 - Vulcan

Les instructions

INSTRUCTIONS

Vous prenez part à une expérimentation, dans le cadre d'un programme de recherche du laboratoire **SAF** (Sciences Actuarielle et Financière) de l'**ISFA** (Institut de Sciences Financière et d'Assurance) de l'Université Claude Bernard Lyon 1, et soutenue par la Chaire de recherche Prevent'Horizon.

Si vous lisez ces instructions attentivement, vous pouvez gagner une certaine somme d'argent **qui dépendra de vos choix** dans les différentes parties de cette session expérimentale. Dans tous les cas, votre participation à cette expérimentation vous garantit un **dédommagement minimal de 3 €** qui correspond à la contrepartie de votre présence. Notez cependant que la moyenne des gains est bien au-dessus de cette valeur. Lorsque l'expérimentation est terminée nous vous remettrons une attestation de gratification que vous devez remplir, puis l'échanger contre le montant de votre rétribution en euros, payé en argent liquide, immédiatement, et en privé.

Votre gain total (en euros) correspond à :

- **3 euros** pour votre participation (ce montant n'est donc pas affecté par vos choix au cours de la session) ;
- La **somme des gains de chacune des parties** de la session expérimentale.

Durant la session, les montants seront **exprimés en ECU** (*Experimental Currency Unit*). Cette unité de compte sera convertie en euros à la fin de la session afin de procéder au paiement selon le taux suivant :

$$1 \text{ ECU} = 0.01 \text{ € soit encore } 1\text{€} = 100 \text{ ECU}$$

Déroulement global de la session

Cette session expérimentale est composée de **trois parties distinctes** :

- La **partie 1** est un **questionnaire de culture générale** vous permettant de gagner les ECU nécessaires à votre participation à la partie 2.
- La **partie 2** comprend **14 jeux de hasard** successifs et indépendants.
- La **partie 3** comprend **deux séries de 11 questions**.

Votre **gain final** dépendra de **vos réponses et de vos choix effectués durant ces trois parties**.

A la fin de la session et avant de procéder au paiement en privé de vos gains, vous devrez compléter un court formulaire, anonyme, concernant des informations socio-économiques (ex : âge, sexe, etc.).

Attention, afin de respecter le bon déroulement de cette session expérimentale, il vous est interdit de communiquer de votre propre initiative durant cette session expérimentale. Si vous ne respectez pas cette règle, nous devons annuler votre participation et vous ne pourrez prétendre à un quelconque dédommagement. Levez la main pour poser une question si nécessaire.

Partie 1

Il s'agit d'un **questionnaire de culture générale** composé de 10 questions. Vous devez indiquer la réponse qui vous semble correcte parmi les 4 propositions en cliquant sur la case correspondante. **Cette partie vous permettra de gagner des ECU pour la partie 2 : si vous répondez correctement à 5 questions ou plus, vous disposerez de 1500 ECU au début de la partie 2, sinon vous disposerez de seulement 750 ECU.**

Exemple :

Laquelle de ces villes françaises compte le plus d'habitants ?

- Bordeaux
- Marseille
- Strasbourg
- Rennes

Partie 2

Dans cette partie vous allez **prendre une série de décisions**. Chacune de ces décisions affectera l'issue d'un jeu de hasard. Au total la Partie 2 comprend **14 jeux indépendants les uns des autres**. A noter que les **deux premiers jeux sont des jeux d'entraînement** et n'affecteront pas votre gain final. Ces deux jeux d'entraînement servent donc uniquement à vous familiariser avec les écrans.

Chaque jeu consiste en un tirage au sort dans une urne contenant **100 boules**. Une urne contient **100 boules de deux couleurs différentes : bleue ou rouge**. Si une boule rouge est tirée, vous **perdez une partie ou la totalité de votre montant de départ**. En revanche, si une **boule bleue** est tirée, **vous conservez la totalité de votre montant de départ**.

Pour chacun de ces jeux nous vous indiquons les informations suivantes :

- Votre **montant de départ**, correspondant au **gain obtenu à l'issue de la partie 1** (soit 750 ECU, soit 1500 ECU).
- **Les règles du jeu de hasard**, c'est-à-dire :
 - Le **nombre de boules de chaque couleur** contenues dans l'urne, qui contient toujours 100 boules.
 - Le **montant perdu en cas de tirage d'une boule rouge**.

Le **montant de départ reste identique** pour chacun des jeux. En revanche, les **règles du jeu de hasard varient** d'un jeu à l'autre.

Pour chaque jeu, vous devez choisir un **dispositif vous permettant d'être remboursé d'une partie des pertes** en cas de tirage d'une boule rouge. Le coût de ce dispositif sera **prélevé sur votre montant de départ en début de partie**. Pour chaque jeu, **quatre dispositifs différents** vous seront proposés.

Après avoir sélectionné le dispositif de votre choix, vous aurez également la possibilité de payer pour diminuer vos chances de perte **en remplaçant des boules rouges par des boules bleues** dans votre urne, moyennant un **coût constant par boule** qui sera **indiqué pour chaque jeu**. Si vous décidez de remplacer une ou plusieurs boules rouges par des boules bleues, vous payez le montant correspondant qui sera indiqué à l'écran et qui sera directement prélevé de votre montant de départ. Vous pourrez remplacer jusqu'à **15 boules rouges**.

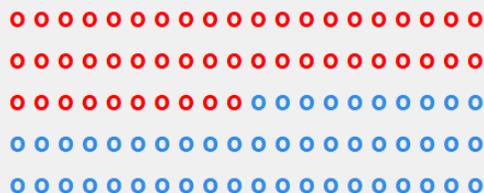
Exemple :

Supposons que vous ayez répondu correctement à 8 questions dans la partie 1, vous disposez donc d'un montant de départ de 1500 ECU.

L'urne du jeu est remplie de cette manière :

Devant vous se trouve une urne contenant **50 boules rouges et 50 boules bleues**, soient 100 boules au total.

Visuellement, l'urne est remplie ainsi :



- En cas de tirage d'une boule bleue, vous sauvegardez votre montant de départ de 1500 ECU ;
- En cas de tirage d'une boule rouge, vous perdez 1000 ECU, il vous reste donc 500 ECU.

Choix du dispositif :

- Dispositif n°1 : Vous payez 36 ECU et, en cas de tirage d'une boule rouge vous serez remboursé d'un montant de 200 ECU
- Dispositif n°2 : Vous payez 90 ECU et, en cas de tirage d'une boule rouge vous serez remboursé d'un montant de 500 ECU
- Dispositif n°3 : Vous payez 126 ECU et, en cas de tirage d'une boule rouge vous serez remboursé d'un montant de 700 ECU
- Dispositif n°4 : Vous payez 153 ECU et, en cas de tirage d'une boule rouge vous serez remboursé d'un montant de 850 ECU

Vous devez choisir entre les 4 dispositifs proposés. Dans cet exemple, si vous choisissez le **dispositif n°2**, vous devez **payer 90 ECU** qui seront prélevés sur votre montant de départ, ce qui vous garantira un **remboursement de 500 ECU** si une **boule rouge est tirée** dans l'urne à l'issue du jeu.

A cette étape :

- Si une boule bleue est tirée au sort, vous gagnez : $1500 - 90 = 1410$ ECU
- Si une boule rouge est tirée au sort, vous gagnez : $1500 - 90 - 1000 + 500 = 910$ ECU

Vous devez maintenant indiquer si vous souhaitez remplacer des boules rouges par des boules bleues pour diminuer vos chances de perte. Le **coût d'un remplacement est fixé à 6 ECU** pour ce jeu.

Choix du nombre de boules rouges à remplacer par des boules bleues :

Investissement :	0	<input type="radio"/> <input checked="" type="radio"/> <input type="radio"/>	15
Nombre de boules rouges changées :	7		
Coût total du remplacement :	42		

Dans cet exemple, si vous choisissez de remplacer **7 boules** rouges pour diminuer vos chances de perte de **50% à 43%**, vous devrez payer **42 ECU** qui seront prélevés de votre montant de départ (7 remplacements au prix de 6 ECU).

A l'issue du jeu :

- Si une boule bleue est tirée au sort, vous gagnez : $1500 - 90 - 42 = 1368$ ECU
- Si une boule rouge est tirée au sort, vous gagnez : $1500 - 90 - 42 - 1000 + 500 = 868$ ECU

Définition de votre gain pour cette partie de l'expérimentation :

Un des douze jeux est tiré au sort (exclusion des deux premiers jeux d'entraînement) et sera joué. Votre gain correspond au montant réel gagné à l'issue de ce jeu et qui dépend donc de vos deux décisions (choix du dispositif et choix du nombre de boules rouges remplacées).

Partie 3

Cette partie est totalement indépendante des parties suivantes.

Elle consiste à répondre à **deux séries de 11 questions**. Pour chaque question, vous devez choisir **une option** (l'option A ou l'option B).

- 1^{er} cas possible (11 questions)

Exemple :

Option A	Option B
<input type="checkbox"/> Vous avez 3 chances sur 10 de gagner 500 ECU, sinon vous gagnez 200 ECU	<input checked="" type="radio"/> Vous avez 3 chances sur 10 de gagner 850 ECU, sinon vous gagnez 50 ECU

Dans cet exemple, vous devez indiquer si :

Vous préférez gagner **500 ECU avec 1 chance sur 10** et **200 ECU avec 9 chances sur 10** (Option A)

OU

Vous préférez gagner **850 ECU avec 1 chance sur 10** et **50 ECU avec 9 chances sur 10** (Option B)

- 2^{ème} cas possible (11 questions)

Exemple :

Option A	Option B
<input type="checkbox"/> Vous avez 6 chances sur 10 de perdre 400 ECU, sinon vous perdez 450 ECU	<input checked="" type="radio"/> Vous avez 6 chances sur 10 de perdre 100 ECU, sinon vous perdez 800 ECU

Pour chaque question, **vous disposez de 1000 ECU**.

Dans cet exemple, vous devez indiquer si, sur ces 1000 ECU :

Vous préférez perdre **400 ECU avec 1 chance sur 10** et **450 ECU avec 9 chances sur 10** (Option A)

OU

Vous préférez perdre **100 ECU avec 1 chance sur 10** et **800 ECU avec 9 chances sur 10** (Option B)

Définition de votre gain pour cette partie de l'expérimentation :

A la fin de la session **une des 22 questions est tirée au sort**, l'option (A ou B) que vous aurez choisie sera jouée par l'ordinateur et vous obtiendrez le montant correspondant.

Fin de la session

Avant de connaître votre gain final et de recevoir votre gratification en euros, vous devrez répondre à un bref formulaire concernant quelques informations socio-économiques (âge, sexe, etc.). Vous devez ensuite cliquer sur le bouton « *Valider* ».

A la fin de la session vous pourrez découvrir la totalité du déroulement de cette session ainsi que les gains de chacune des 3 parties et le gain final que vous allez recevoir (ce montant correspond à la somme des gains de la combinaison entre les parties 1 et 2, des gains de la partie 3 et du montant de dédommagement).

Lorsque vous voyez alors apparaître sur votre écran votre gain en euros. **Merci de rester à vos places, un des expérimentateurs viendra relever votre identifiant avant de procéder au paiement.**

Nous vous remercions de bien vouloir rester assis en silence jusqu'à ce que l'on vous donne l'autorisation d'aller récupérer vos gains dans la salle des paiements.

Si vous avez la moindre question durant la session n'hésitez pas à lever la main.

2.5.2 Description des 12 scénarios

Le tableau 13 reporte les caractéristiques des 12 scénarios dans l'ordre dans lequel ils ont été proposés aux participants. Cet ordre, tiré aléatoirement, est le même pour l'ensemble des traitements.

TABLE 13 – Description des 12 scénarios

Scénario	W	L	\bar{p}	λ	$c(e)$
1	1 500	600	0,2	0	6
2	1 500	600	0,5	-0,2	6
3	1 500	1 500	0,2	0,2	15
4	1 500	600	0,2	-0,2	6
5	1 500	1 500	0,5	-0,2	15
6	1 500	1 500	0,2	0	15
7	1 500	600	0,5	0,2	6
8	1 500	600	0,5	0	6
9	1 500	1 500	0,2	0,2	15
10	1 500	1 500	0,2	-0,2	15
11	1 500	1 500	0,5	0,2	15
12	1 500	600	0,5	0	6

2.5.3 Mesure du degré d'aversion au risque dans le domaine des pertes

TABLE 14 – Mesure du degré d'aversion au risque

Décision	Option A				Option B			
	%	Perte	%	Perte	%	Perte	%	Perte
1	10	400	90	450	10	100	90	800
2	20	400	80	450	20	100	80	800
3	30	400	70	450	30	100	70	800
4	40	400	60	450	40	100	60	800
5	50	400	50	450	50	100	50	800
6	60	400	40	450	60	100	40	800
7	70	400	30	450	70	100	30	800
8	80	400	20	450	80	100	20	800
9	90	400	10	450	90	100	10	800
10	100	400	0	450	100	100	0	800

2.5.4 Niveau d'effort de prévention selon le taux de couverture

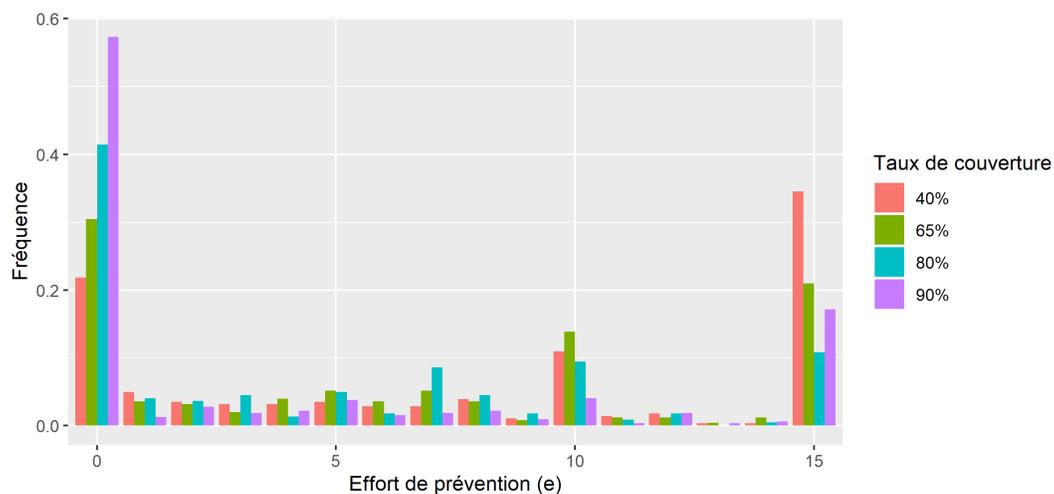


FIGURE 6 – Niveau d'effort de prévention e en fonction du taux de couverture (traitements Assurance + Prévention et Prévention confondus)

Bibliographie

- Ajzen, I. (1991), ‘The theory of planned behavior’, *Organizational Behavior and Human Decision Processes* **50**(2), 179–211.
- Ajzen, I., Brown, T. C. and Carvajal, F. (2004), ‘Explaining the discrepancy between intentions and actions : The case of hypothetical bias in contingent valuation’, *Personality and Social Psychology Bulletin* **30**(9), 1108–1121. PMID : 15359015.
- Andrade, E. B. and Iyer, G. (2009), ‘Planned versus actual betting in sequential gambles’, *Journal of Marketing Research* **46**(3), 372–383.
- Araujo, F., Carbone, E., Conell-Price, L., Dunietz, M., Jaroszewicz, A., Landsman, R., Lamé, D., Vesterlund, L., Wang, S. and Wilson, A. (2016), ‘The slider task : an example of restricted inference on incentive effects’, *Journal of the Economic Science Association* **2**(1), 1–12.
- Ariely, D. and Wertenbroch, K. (2002), ‘Procrastination, deadlines, and performance : Self-control by precommitment’, *Psychological Science* **13**(3), 219–224.
- Arrow, K. J. (1963), ‘Uncertainty and the welfare economics of medical care’, *The American Economic Review* **53**(5), 941–973.
- Arrow, K. J. (1968), ‘The economics of moral hazard : Further comment’, *The American Economic Review* **58**(3), 537–539.
- Bajtelsmit, V., Coats, J. and Thistle, P. (2015), ‘The effect of ambiguity on risk management choices : An experimental study’, *Journal of Risk and Uncertainty* **50**(3), 249–280.
- Banque mondiale (2013), Rapport sur le développement dans le monde 2014 — abrégé : Risques et opportunités — la gestion du risque à l’appui du développement, Technical report, Washington : Banque mondiale.
- Barberis, N. (2012), ‘A model of casino gambling’, *Management Science* **58**(1), 35–51.
- Barkan, R. and Busemeyer, J. R. (2003), ‘Modeling dynamic inconsistency with a changing reference point’, *Journal of Behavioral Decision Making* **16**(4), 235–255.

- Becker, G. S. (1994), *Human Capital : A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, University of Chicago Press.
- Buchmueller, T., Couffinhal, A., Grignon, M. and Perronnin, M. (2004), ‘Access to physician services : does supplemental insurance matter? evidence from France’, *Health Economics* **13**(7), 669–687.
- Buchmueller, T., Fiebig, D., Jones, G. and Savage, E. (2013), ‘Preference heterogeneity and selection in private health insurance : The case of Australia’, *Journal of Health Economics* **32**(5), 757–767.
- Camerer, C. F. and Hogarth, R. M. (1999), ‘The effects of financial incentives in experiments : A review and capital-labor-production framework’, *Journal of Risk and Uncertainty* (19), 7–42.
- Cameron, A. C. and Trivedi, P. K. (2005), *Microeconometrics : Methods and Applications*, Cambridge University Press.
- Cardon, J. H. and Hendel, I. (2001), ‘Asymmetric information in health insurance : Evidence from the national medical expenditure survey’, *The RAND Journal of Economics* **32**(3), 408–427.
- Carpenter, J., Liati, A. and Vickery, B. (2010), ‘They come to play : Supply effects in an economic experiment’, *Rationality and Society* **22**(1), 83–102.
- Chakravarty, S. and Roy, J. (2009), ‘Recursive expected utility and the separation of attitudes towards risk and ambiguity : An experimental study’, *Theory and Decision* **66**(199).
- Charness, G., Gneezy, U. and Halladay, B. (2016), ‘Experimental methods : Pay one or pay all’, *Journal of Economic Behavior & Organization* **131**, 141–150.
- Charness, G., Gneezy, U. and Henderson, A. (2018), ‘Experimental methods : Measuring effort in economics experiments’, *Journal of Economic Behavior and Organization* (149), 74–87.
- Chiappori, P.-A., Jullien, B., Salanié, B. and Salanié, F. (2006), ‘Asymmetric information in insurance : General testable implications’, *The RAND Journal of Economics* **37**(4), 783–798.
- Chiappori, P.-A. and Salanié, B. (2000), ‘Testing for asymmetric information in insurance markets’, *Journal of Political Economy* **108**(1), 56–78.
- Cohen, A. (2005), ‘Asymmetric information and learning : Evidence from the automobile insurance market’, *The Review of Economics and Statistics* **87**(2), 197–207.

- Corcos, A., Pannequin, F. and Montmarquette, C. (2019), ‘Holt and Laury measures and insurance decisions : A same risk attitude? a lab experiment’, *Revue Economique* **70**(6), 1095–1114.
- Corcos, A., Pannequin, F. and Montmarquette, C. (2017), ‘Leaving the market or reducing the coverage? a model-based experimental analysis of the demand for insurance’, *Experimental Economics* **20**(4), 836–859.
- Courbage, C. and de Coulon, A. (2004), ‘Prevention and private health insurance in the UK’, *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice* **29**(4), 719–727.
- Cutler, D. M. and Lleras-Muney, A. (2010), ‘Understanding differences in health behaviors by education’, *Journal of Health Economics* **29**(1), 1–28.
- De Donder, P. and Hindriks, J. (2009), ‘Adverse selection, moral hazard and propitious selection’, *Journal of Risk and Uncertainty* **38**(1), 73–86.
- de Meza, D. and Webb, D. C. (2001), ‘Advantageous selection in insurance markets’, *RAND Journal of Economics* **32**(2), 249–262.
- Ehrlich, I. and Becker, G. (1972), ‘Market insurance, self-insurance, and self-protection’, *Journal of Political Economy* **80**(4), 623–48.
- Fang, H., Keane, M. P. and Silverman, D. (2008), ‘Sources of advantageous selection : Evidence from the medigap insurance market’, *Journal of Political Economy* **116**(2), 303–350.
- Finkelstein, A. and McGarry, K. (2006), ‘Multiple dimensions of private information : Evidence from the long-term care insurance market’, *American Economic Review* **96**(4), 938–58.
- Fischbacher, U., Bendor, K. and Schmid, S. (2021), z-tree : Tutorial and reference manual, Technical report, University of Zurich, Department of Economics ; Thurgau Institute of Economics at the University of Konstanz.
- Fletcher, J. and Frisvold, D. (2009), ‘Higher education and health investments : Does more schooling affect preventive health care use?’, *Journal of Human Capital* **3**(2), 144–176.
- Fontaine, R., Plisson, M. and Zerrari, N. (2014), ‘Dans quelle mesure les préférences individuelles contraignent-elles le développement du marché de l’assurance dépendance?’, *Economie et Statistique* (474), 35–68.
- Frederick, S., Loewenstein, G. and O’Donoghue, T. (2002), ‘Time discounting and time preference : A critical review’, *Journal of Economic Literature* **40**(2), 351–401.
- Gill, D. and Prowse, V. (2019), ‘Measuring costly effort using the slider task’, *Journal of Behavioral and Experimental Finance* **21**, 1 – 9.

- Greene, W. H. (2011), *Econometric Analysis*, Pearson, New-York University.
- Heimer, R., Iliewa, Z., Imas, A. and Weber, M. (2021), ‘Dynamic inconsistency in risky choice : Evidence from the lab and field’, *Discussion Paper Serie - CRC TR 224* (274).
- Hemenway, D. (1990), ‘Propitious selection’, *Quarterly Journal of Economics* **105**(4), 1063–69.
- Hemenway, D. (1992), ‘Propitious selection in insurance’, *Journal of Risk and Uncertainty* **5**(3), 247–251.
- Hendel, I. and Lizzeri, A. (2003), ‘The role of commitment in dynamic contracts : Evidence from life insurance’, *The Quarterly Journal of Economics* **118**(1), 299–327.
- Hensher, D. A., Rose, J. M. and Greene, W. (2015), *Applied Choice Analysis*, Cambridge University Press.
- Holt, C. A. and Laury, S. K. (2002), ‘Risk aversion and incentive effects’, *The American Economic Review* **92**(5), 1644–1655.
- Jaspersen, J. G. (2016), ‘Hypothetical surveys and experimental studies of insurance demand : A review’, *Journal of Risk and Insurance* **83**(1), 217–255.
- Kenkel, D. S. (1994), ‘The demand for preventive medical care’, *Applied Economics* **26**(4), 313–325.
- Kydland, F. E. and Prescott, E. C. (1977), ‘Rules rather than discretion : The inconsistency of optimal plans’, *Journal of Political Economy* **85**(3), 473–491.
- Laury, S., McInnes, M. and Swarthout, J. (2009), ‘Insurance decisions for low-probability losses’, *Journal of Risk and Uncertainty* **39**(1), 17–44.
- Machina, M. J. (1989), ‘Dynamic consistency and non-expected utility models of choice under uncertainty’, *Journal of Economic Literature* **27**(4), 1622–1668.
- Mark, T. L. and Swait, J. (2004), ‘Using stated preference and revealed preference modeling to evaluate prescribing decisions’, *Health Economics* **13**(6), 563–573.
- Mossin, J. (1968), ‘Aspects of rational insurance purchasing’, *Journal of Political Economy* **76**(4), 553–568.
- Pannequin, F., Corcos, A. and Montmarquette, C. (2020), ‘Are insurance and self-insurance substitutes? an experimental approach’, *Journal of Economic Behavior & Organization* **180**, 797–811.
- Pauly, M. V. (1968), ‘The economics of moral hazard : Comment’, *The American Economic Review* **58**(3), 531–537.

- Puelz, R. and Snow, A. (1994), ‘Evidence on adverse selection : Equilibrium signaling and cross-subsidization in the insurance market’, *Journal of Political Economy* **102**(2), 236–257.
- Quaife, M., Terris-Prestholt, F., Di Tanna, G. L. and Vickerman, P. (2018), ‘How well do discrete choice experiments predict health choices ? a systematic review and meta-analysis of external validity’, *The European Journal of Health Economics* (19), 1053–1066.
- Richaudeau, D. (1999), ‘Automobile insurance contracts and risk of accident : An empirical test using French individual data’, *The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory* (24), 97–114.
- Rothschild, M. and Stiglitz, J. (1976), ‘Equilibrium in competitive insurance markets : An essay on the economics of imperfect information’, *Quarterly Journal of Economics* **90**(4), 629–49.
- Saito, K. (2006), ‘Testing for asymmetric information in the automobile insurance market under rate regulation’, *Journal of Risk and Insurance* **73**(2), 335–356.
- Schlesinger, H. (2000), *Handbook of Insurance*, Springer, Dordrecht, Dordrecht, chapter The Theory of Insurance Demand, pp. 131–151.
- Schram, A. and Sonnemans, J. (2011), ‘How individuals choose health insurance : An experimental analysis’, *European Economic Review* **55**(6), 799–819.
- Spenkuch, J. L. (2012), ‘Moral hazard and selection among the poor : Evidence from a randomized experiment’, *Journal of Health Economics* **31**(1), 72 – 85.
- Stanciole, A. (2008), ‘Health insurance and lifestyle choices : Identifying ex ante moral hazard in the US market’, *The Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice* **33**(4), 627–644.
- Tversky, A. and Kahneman, D. (1992), ‘Advances in prospect theory : Cumulative representation of uncertainty’, *Journal of Risk and Uncertainty* **5**(4), 297–323.
- Özdemir, S., Johnson, F. R. and Hauber, A. B. (2009), ‘Hypothetical bias, cheap talk, and stated willingness to pay for health care’, *Journal of Health Economics* **28**(4), 894–901.

Chapitre 3

Choisir son contrat d'assurance affecte-t-il les comportements préventifs des assurés ?

De ce chapitre découle également un article soumis pour publication à la Revue Economique (soumission en Juillet 2021)¹.

Résumé

Laisser la liberté de choix ou imposer un contrat d'assurance obligatoire a-t-il un impact sur le comportement d'effort de prévention des assurés ? A l'aide d'une expérimentation en laboratoire, cette étude compare le niveau d'effort de prévention fourni par les participants pour diminuer la probabilité de risque entre le cas où ils ont la possibilité de choisir un contrat d'assurance dans un menu et le cas où le contrat est imposé. L'évidence expérimentale révèle un impact négatif de l'introduction de l'option de choix du contrat sur les comportements préventifs des assurés. Outre l'effet négatif du taux de couverture sur l'effort de prévention (effet d'aléa moral), le fait de laisser le choix du contrat aux participants diminue le niveau d'effort de prévention qu'ils sont prêts à fournir ensuite, à niveau de couverture donné.

Mots-clés : Assurance ; Prévention ; Expérimentation en laboratoire ; Valeur du choix.

1. Morgane Plantier. "Choisir son contrat d'assurance affecte-t-il les comportements préventifs des assurés ?" Soumis à la Revue Economique en Juillet 2021.

3.1 Introduction

La théorie du choix rationnel convient que le décideur, guidé par sa structure de préférences, a toutes les capacités d'explorer l'ensemble des choix possibles à partir du calcul des plaisirs et des peines. Cette considération, qui fonde une très large part de la microéconomie, conduit à penser que toute situation de non décision reste imputable à une définition trop restrictive de l'ensemble des choix possibles. Ainsi, la faible participation dans le temps des Américains à un programme d'assurance maladie ne serait redevable que d'une offre d'assurance insuffisamment diversifiée. C'est d'ailleurs sur la base de cet argument que le programme intitulé "*Medicare + Choice (M+C)*" espère favoriser l'adhésion d'une part plus importante de la population américaine, en proposant un choix plus large d'options d'assurance maladie [Gold (2001); Hibbard et al. (2001)]. En augmentant l'espace des choix possibles, l'appariement de consommateurs hétérogènes avec leurs choix optimaux se trouve ainsi mieux assuré (*preference matching*). A cela, vient s'ajouter le fait que le consommateur, pleinement conscient de son libre arbitre, accorde une valeur plus grande à son propre choix. La notion de *valeur du choix* (*value of choice*), inspirée de travaux en psychologie sociale, désigne le fait que les individus valorisent l'acte du choix en lui-même. Ainsi, de Charms (1968) explique que les individus accordent plus de valeur aux décisions et aux résultats qui en découlent lorsque celles-ci proviennent de leur propre choix, plutôt que d'un choix qui aurait été imposé.

Concernant le marché de l'assurance, Szrek and Baron (2007) ont bien montré que les individus valorisent davantage les contrats d'assurance qu'ils ont pu choisir eux-mêmes que des contrats qui leur auraient été attribués de manière exogène. Du point de vue de l'offre et donc pour l'assureur, proposer le choix entre plusieurs contrats possibles a aussi des vertus. En effet, selon les travaux fondateurs de Rothschild and Stiglitz (1976), le marché de l'assurance se caractérise par des relations de type principal-agent soumises à de l'asymétrie d'information existante entre assurés et assureurs, occasionnant de l'anti-sélection. Les individus, qui détiennent une information privée sur leur niveau de risque, ont tendance à déterminer leur contrat d'assurance en fonction de cette caractéristique, alors que l'assureur n'est pas en mesure d'en tenir compte dans sa tarification (caractéristique inobservable pour lui). Pour limiter le problème d'anti-sélection et éviter qu'il conduise à l'insoutenabilité du marché, la solution proposée par Rothschild and Stiglitz (1976) est d'élaborer un *menu* auto-sélectif de contrats à partir duquel les individus, détenteurs de l'information privée, peuvent choisir leur contrat d'assurance et qui conduise à la révélation, indirecte ou partielle, de leurs caractéristiques (qui reste une information privée) si le menu est constitué de manière appropriée. Le choix et, en particulier, l'élaboration d'un menu de contrats approprié, constitue dès lors un mécanisme de sélection des risques permettant de résoudre le problème d'anti-sélection du marché de l'assurance.

Toutefois, l'exercice du libre arbitre sur un ensemble de choix possibles peut, dans certains cas, n'être bénéfique que du côté de l'offre. Comme le montrent [Fehr and Wu \(2021\)](#), le consommateur peut percevoir la pluralité des choix comme un ensemble obscurci dans lequel il lui est difficile d'identifier son choix optimal. Plus généralement, l'article de [Botti and Iyengar \(2006\)](#) au titre évocateur ("*The dark side of choice : When choice impairs social welfare*"²), reporte une description analytique de la contrepartie négative du choix à travers plusieurs exemples, qui remettent en cause certains des effets bénéfiques attendus et notamment en fonction des caractéristiques individuelles ou de la nature de la décision considérée. L'opportunité de choix pourrait ainsi s'avérer plus néfaste que vertueuse dans plusieurs situations, par exemple lorsque les options proposées sont non pertinentes, lorsqu'il est question d'une décision négative (c'est-à-dire impliquant des conséquences négatives) ou avec une charge psychologique importante, ou encore lorsque les options sont tout simplement trop nombreuses³. Ces conclusions mitigées apparaissent également dans le contexte du marché de l'assurance. En effet, beaucoup de travaux empiriques, et notamment dans le domaine de la santé qui a beaucoup été traité sous l'angle de cette problématique, ont mis en avant des décisions d'assurance sous-optimales, dont la cause serait directement liée à la présence de l'option de choix et à la gestion de l'information qu'elle induit [[Bhargava et al. \(2017\)](#); [Frank and Lamiraud \(2009\)](#); [Ericson and Sydnor \(2017\)](#); [Hortaçsu et al. \(2017\)](#); [Handel and Kolstad \(2015\)](#); [Biener and Zou \(2021\)](#)]. Lorsque le choix est laissé entre plusieurs contrats, cela augmente les risques d'une mauvaise information ou d'une mauvaise compréhension de la part des individus, biaisant leurs comportements d'assurance.

Ainsi, la prise en compte de l'ensemble de la littérature sur le choix économique aboutit à des conclusions contrastées, allant d'une meilleure efficacité à travers le concept de menu, jusqu'à la notion d'*obscurcissement (obfuscation)* résumé par l'adage "*trop de choix tue le choix*". L'objectif de cet article vise en premier lieu à réduire cette ambiguïté dans le contexte de l'assurance. Pour ce faire, le cadre d'un protocole expérimental est mobilisé, à partir duquel une analyse comportementale comparée est menée entre un contexte de contrat d'assurance *choisi* au sein d'un menu versus un contexte de contrat *imposé*. Il s'agit de mettre en concurrence deux designs de choix, libre ou imposé, et d'en mesurer l'impact sur le plan comportemental sur une dimension connexe : la prévention. La prévention désigne ici de façon générale l'ensemble des mesures permettant de diminuer la probabilité d'occurrence d'un risque (exemple : se faire vacciner pour diminuer, voire éliminer, la probabilité de survenue d'une maladie; conduire prudemment pour éviter un accident de la route; etc.)⁴. Elle représente ainsi un instrument essentiel en termes de gestion des risques en permettant de diminuer le risque

2. "*Le côté obscur du choix : quand le choix nuit au bien-être social*".

3. Voir notamment la littérature sur le *paradoxe du choix (paradox of choice)* [[Schwartz \(2005\)](#)].

4. En économie, on distingue généralement deux types de prévention [[Ehrlich and Becker \(1972\)](#)] : l'*auto-protection* (en anglais, *self-protection*), qui désigne les mesures applicables à la diminution de la probabilité d'occurrence du risque, et l'*auto-assurance* (en anglais, *self-insurance*) qui désigne les mesures applicables à la diminution de la taille du sinistre en cas de survenue du risque, mais que nous ne traitons pas dans cette étude.

global, impliquant des bénéfices pour tous et, en particulier, pour les assurés.

L'originalité de cette étude est de replacer la question de l'effet du choix en assurance dans un contexte d'aléa moral, où interagissent l'assurance et la prévention. Plus précisément, alors que la plupart des travaux empiriques, qui se sont intéressés à la problématique du choix en assurance et de ses effets, l'ont fait en termes d'optimalité de la demande d'assurance, son impact sur les comportements préventifs des assurés est ici évalué. Il s'agit en particulier d'évaluer si le fait de laisser le choix du contrat d'assurance aux individus (menu de contrats), par rapport au cas où ce contrat est imposé, influence leur comportement préventif dans un contexte où l'effort de prévention est coûteux et non observable par l'assureur (problème d'asymétrie d'information). En effet, la prévention, lorsqu'elle se trouve en présence d'un mécanisme assurantiel, se heurte au problème de comportements d'aléa moral : les assurés ont tendance à réduire leur effort de prévention contre un risque à mesure que leur niveau de couverture assurantielle pour celui-ci augmente (effet désincitatif de l'assurance sur la prévention) [Arrow (1963) ; Arrow (1968) ; Pauly (1968)].

L'intérêt de cette étude est double. D'une part, elle va permettre d'apporter de nouveaux éléments de réponse empiriques quant aux déterminants des décisions individuelles d'effort de prévention et, en particulier, du rôle que peut jouer l'assurance. D'autre part, en termes de design de marché, elle va permettre de juger de la pertinence du mécanisme de choix en assurance dans une perspective de soutenabilité de la prévention. Dans un contexte où il serait souhaitable que les individus s'assurent et adoptent des comportements préventifs, comprendre les comportements individuels vis-à-vis de ces deux outils de gestion des risques et leurs potentielles interactions comporte des enjeux majeurs.

Dans l'approche expérimentale développée, les participants font face à un risque de perte, ils doivent alors souscrire un contrat d'assurance obligatoire, et ensuite décider de fournir, s'ils le souhaitent, un effort de prévention pour diminuer la probabilité du risque de perte, en sachant que cet effort est coûteux et n'est pas pris en compte dans la tarification du contrat d'assurance (effort de prévention inobservable par l'assureur). La procédure expérimentale retenue est déclinée selon deux traitements : dans le premier traitement les participants choisissent leur contrat d'assurance parmi un menu de quatre contrats proposés (traitement *Choisi*), alors que dans le deuxième traitement ce contrat leur est imposé (traitement *Imposé*). Ce design expérimental permet ainsi de tester si le fait de laisser le choix d'assurance à travers un menu de contrats ou bien d'imposer un unique contrat, influence les comportements préventifs des participants. Les résultats expérimentaux qui en découlent révèlent un impact significatif de la dimension de choix du contrat sur les comportements préventifs des assurés. Plus précisément, l'introduction de l'option de choix par un menu de contrats diminue le niveau d'effort de prévention fourni par les assurés, par rapport à la situation où ils disposent d'un contrat

imposé. Ainsi, outre l'effet désincitatif du niveau de couverture d'assurance qui ressort dans les données expérimentales (effet d'aléa moral), la liberté de choix laissée aux participants se traduirait par moins d'effort de prévention pour réduire la probabilité de risque, quel que soit le niveau de couverture dont ils disposent. Ce nouveau résultat vient ainsi questionner les vertus de la liberté de choix des assurés en matière de contrat sur l'efficacité de la prévention.

Ce chapitre est organisé comme suit. Les détails de l'expérimentation mise en place sont reportés dans la section 3.2. Les résultats sont ensuite présentés dans la section 3.3. Enfin, la section 3.4 conclut.

3.2 L'expérimentation

Dans la pratique, l'expérimentation a été réalisée sur plusieurs sessions et qui ont toutes eu pour finalité de traiter les questions de recherche des chapitres 2 et 3. C'est pourquoi la présentation du protocole expérimental, qui a été rédigée de sorte que chacun des deux chapitres puissent être lu de manière indépendante, est en partie redondante.

3.2.1 Cadre formel du contexte d'assurance et de prévention

Dans le cadre d'un modèle simplifié de demande d'assurance, les individus disposent d'un niveau de richesse initial identique W , et ils font face à un risque de perte monétaire L , avec une probabilité \bar{p} (avec $0 < \bar{p} < 1$). L et \bar{p} sont supposés parfaitement connus.

Chaque individu a accès à deux instruments pour limiter son risque de perte : un mécanisme assurantiel, qui lui permet de bénéficier d'une indemnisation en cas de perte, en contrepartie du paiement d'une prime d'assurance quelle que soit la réalisation de l'état de la nature, et un mécanisme de prévention, qui lui permet de réduire sa probabilité de risque. La souscription à un contrat d'assurance est obligatoire, alors que le recours à la prévention reste facultatif.

Chaque contrat d'assurance correspond à un montant de prime, P , garantissant une indemnisation en cas de perte, I , telle que $I = \alpha L$, avec α le taux de couverture du contrat en cas de perte. Comme proposé initialement par Mossin (1968), puis popularisé par Schlesinger (2000), le montant de la prime se définit comme suit :

$$P = \alpha(1 + \lambda)\bar{p}L, \tag{3.1}$$

avec λ le taux de chargement du contrat. L'effort de prévention fourni par les assurés pour réduire leur probabilité de risque est supposé inobservable par l'assureur. Le montant de la

prime, P , dépend donc uniquement de la probabilité de risque initiale \bar{p} .

Une fois le contrat souscrit, chaque assuré peut effectuer un effort de prévention, e , pour réduire sa probabilité de risque \bar{p} . La probabilité de risque finale devient $p(e)$, qui est une fonction monotone décroissante en e : $p(e) = \bar{p} - ae$, avec a une constante réelle positive. Le coût de l'effort de prévention est représenté par la fonction $c(e)$ telle que $c(e) = c \times e$, avec $c(e)$ une fonction de coût monétaire. Les travaux de [Charness et al. \(2018\)](#), [Araujo et al. \(2016\)](#), ou encore [Gill and Prowse \(2019\)](#) ont mis en évidence les limites d'une mesure d'effort réel en laboratoire et les conséquences sur les résultats qui en découlent. Pour cette raison, réduire le coût de la prévention à une fonction de coût monétaire garantit ainsi le même accès au mécanisme de prévention à tous les individus. $c(e)$ et $p(e)$ sont supposés parfaitement connus par l'assuré.

3.2.2 Le design expérimental

A partir du modèle de demande d'assurance standard décrit précédemment, la procédure expérimentale retenue permet de répondre à la question suivante : dans un contexte d'assurance obligatoire, la liberté de choix dans un menu de contrats, par rapport au cas où le contrat est imposé, influence-t-elle le comportement préventif des assurés, toutes choses étant égales par ailleurs ?

Le protocole expérimental intègre donc une étape de souscription du contrat d'assurance, qu'il soit choisi dans un menu ou imposé, suivie d'une seconde étape qui correspond à l'effort de prévention qui consiste à diminuer la probabilité de risque. Tout l'enjeu de cet exercice réside dans le fait de parvenir à simuler une situation risquée pertinente, dont les participants pourront facilement se représenter les enjeux, et de proposer deux instruments de gestion de ce risque susceptibles de rendre compte des décisions individuelles d'assurance et de prévention. L'ensemble des décisions prises par chaque participant implique des conséquences financières réelles de manière à inciter à des comportements fondés sur des choix non-arbitraires et reflétant au mieux les caractéristiques des préférences individuelles [[Camerer and Hogarth \(1999\)](#)]. Les unités monétaires sont exprimées en *experimental currency units* (ECU), avec le taux de conversion suivant : 100 ECU = 1 euro⁵. Par ailleurs, dans les instructions de l'expérimentation, la formulation écrite reste neutre et donc indépendante de tout contexte. Ainsi, les termes suivants ne sont jamais mentionnés aux participants : assurance, prévention, prime, et indemnisation (voir les instructions reportées en Annexe [3.5.1](#)).

5. Ce taux était communiqué aux participants et utilisé en fin d'expérimentation pour définir le paiement final.

Le déroulement de chaque session expérimentale correspond à la succession de trois parties distinctes. Le cœur de l'expérimentation est contenu dans la deuxième partie et traite du choix du niveau d'effort de prévention en fonction du libre choix ou de l'imposition d'un contrat d'assurance. La première et la troisième partie sont rendues nécessaires pour éliciter des variables concernées par la deuxième partie (dotation initiale et aversion au risque).

Modélisation des choix d'assurance et de prévention

Pour modéliser les choix individuels en matière d'assurance et de prévention, chaque participant est exposé à 12 scénarios de risque correspondant à un jeu de hasard dans lequel il fait face à une urne électronique contenant 100 boules, chacune de couleur bleue ou rouge. Le jeu consiste en un tirage aléatoire d'une boule contenue dans l'urne, directement effectué par l'ordinateur. En cas de tirage d'une boule rouge, le participant subit une perte monétaire qui sera prélevée de sa richesse initiale (1 500 ECU). En cas de tirage d'une boule bleue, le participant ne subit aucune perte et conserve l'intégralité de cette richesse. Dans ce cadre, deux niveaux de risque sont considérés. Dans le premier cas, l'urne contient 20 boules rouges et 80 boules bleues (soit $\bar{p} = 0,2$, la probabilité *faible*), alors que dans le second cas, l'urne contient 50 boules rouges et 50 boules bleues (soit $\bar{p} = 0,5$, la probabilité *élevée*). Concernant le montant de la perte en cas de tirage d'une boule rouge, deux cas sont également considérés : une perte de 600 ECU (soit $L = 600$, le montant *faible*), ou une perte de 1 500 ECU (soit $L = 1500$, le montant *élevé*). La perte de l'intégralité de la richesse initiale fait donc partie des possibilités [Laury et al. (2009) ; Bajtelsmit et al. (2015)]. Pour chacun des 12 scénarios, chaque participant a connaissance dès le début du jeu du montant de la perte potentielle (600 ECU ou 1500 ECU) et de la composition de l'urne (c'est-à-dire de la répartition du nombre de boules bleues et rouges)⁶. Une fois le participant informé de ces caractéristiques, le choix se déroule en deux étapes.

Etape 1 : Choix d'assurance

Premièrement, chaque participant doit obligatoirement souscrire à un contrat d'assurance⁷ parmi quatre proposés qui lui permet de bénéficier d'une indemnisation⁸ en cas de tirage d'une boule rouge en échange d'une prime⁹ payée quel que soit le résultat du tirage au sort (voir les instructions reportées en Annexe 3.5.1). Le menu proposé est composé de quatre contrats, qui se différencient par quatre taux de couverture, α , différents avec $\alpha =$

6. L'écran affiche simultanément au début du jeu l'urne électronique, avec la répartition des boules des deux couleurs, et la description du contenu (voir les instructions reportées en Annexe 3.5.1).

7. Le terme utilisé était celui de *dispositif*.

8. Le terme utilisé était celui de *remboursement*.

9. Le terme utilisé était celui de *prix*.

$\{0, 40 ; 0, 65 ; 0, 80 ; 0, 90\}$ ¹⁰. Par ailleurs, trois taux de chargement, λ , différents sont considérés : $\lambda = \{-0, 2; 0; 0, 2\}$, avec $\lambda = -0, 2$ qui correspond à un contrat subventionné, $\lambda = 0$ qui correspond à la prime actuarielle, et $\lambda = 0, 2$ qui correspond à un contrat chargé. Le fait de considérer ces trois cas va permettre de tester si le taux de chargement du contrat d'assurance a un impact sur les décisions des participants en termes d'assurance et de prévention.

Etape 2 : Choix de prévention

La modélisation de l'effort de prévention retenue ici s'inspire de la procédure proposée par [Laury et al. \(2009\)](#), et également utilisée par [Bajtelsmit et al. \(2015\)](#). Il s'agit de représenter la décision d'effort qui induit une diminution de la probabilité de survenue du risque. Chaque participant va ainsi avoir la possibilité de modifier la répartition, en termes de couleur, des boules initialement contenues dans l'urne : l'effort de prévention consiste simplement à remplacer des boules *risquées* (boules rouges) par des boules *non risquées* (boules bleues). A chaque remplacement est associé un coût unitaire que le participant paie (en plus du contrat d'assurance précédemment souscrit) et qui correspond au coût monétaire de l'effort de prévention c . L'effort de prévention reste cependant limité, et cela pour deux raisons principales. Premièrement, pour une raison de faisabilité, tout paiement final négatif est exclu. Deuxièmement, l'effort de prévention ne peut réduire, à la limite, la probabilité de risque au niveau 0 (même dans le cas de la probabilité de perte faible ($\bar{p} = 0, 2$), la probabilité après l'effort de prévention ($p(e)$) reste non nulle). En résumé, une fois l'étape de la souscription du contrat d'assurance effectuée, chaque participant peut donc décider s'il souhaite ou pas réduire sa probabilité de perte en remplaçant des boules rouges par des boules bleues. Il connaît le coût associé à chaque remplacement ainsi que la limite du nombre de remplacements possibles¹¹ (voir les instructions reportées en Annexe 3.5.1). Pour garantir une bonne représentation du coût de l'effort fourni et de ses conséquences, l'interface permet au participant de faire des tests : il pré-sélectionne le nombre de remplacements qu'il envisage d'effectuer et visualise ainsi simultanément la nouvelle répartition entre les boules bleues et rouges dans l'urne après le nombre de remplacements indiqué et le coût total associé (coût unitaire \times nombre de remplacements) qu'il devra payer s'il fait effectivement ce choix. Dans ce cadre, deux niveaux de coût unitaire de remplacement, c , sont considérés : $c = 6$, le coût *faible* (qui, par construction, est associé au montant de perte faible (600 ECU)), et $c = 15$, le coût *élevé* (qui, par construction, est associé au montant de perte élevée (1 500 ECU)).

Finalement, 12 scénarios différents comprenant les étapes 1 et 2 sont proposés à chaque participant¹². L'ordre des scénarios a été défini aléatoirement et est identique pour tous les

10. Le cas d'une couverture complète ($\alpha = 1$) est exclu car il s'avère non pertinent pour l'analyse de l'arbitrage entre assurance et prévention.

11. Cette limite est toujours fixée à 15.

12. Les 12 scénarios correspondent à la combinaison des différents paramètres considérés et sont résumés dans le tableau 17 reporté en Annexe 3.5.2.

participants. Préalablement, deux exemples d'entraînement sont proposés pour que chacun puisse se familiariser avec l'interface. Le paiement final du jeu principal est déterminé selon une procédure de *random incentive lottery* : une fois l'ensemble des scénarios joués, un seul scénario est tiré au sort, le risque est joué et le paiement final est déterminé en fonction des décisions effectuées par le participant pour ce scénario. L'avantage de cette procédure est d'éviter un potentiel effet de portefeuille et de maintenir l'attention des participants jusqu'à la fin du jeu [Charness et al. (2016)].

Les traitements

La procédure expérimentale a été déclinée selon deux traitements différents :

- Dans le **traitement *Choisi***, chaque participant doit choisir un contrat obligatoire parmi un menu de quatre contrats proposés (étape 1), puis il peut choisir le nombre de boules rouges qu'il souhaite remplacer par des boules bleues (étape 2). Il a connaissance de l'ensemble des règles dès le début du jeu (choix d'un contrat obligatoire, possibilité de remplacement de boules, coût unitaire du remplacement, et nombre de remplacements maximal).
- Dans le **traitement *Imposé***, l'étape 1 consiste, pour chaque participant, à prendre connaissance du contrat qui lui a été attribué¹³, il connaît le montant de la prime qu'il doit payer et le niveau d'indemnisation en cas de tirage d'une boule rouge, et doit uniquement décider du nombre de boules qu'il souhaite remplacer (étape 2).

Ces deux traitements vont permettre d'analyser les déterminants des niveaux d'effort de prévention fournis par les participants, et, en particulier, l'effet du type de contrat en comparant le cas où ils choisissent parmi un menu de contrats (traitement *Choisi*) et celui où le contrat est imposé (traitement *Imposé*).

Détermination de la dotation initiale

Le fait de subir une perte monétaire sur une somme d'argent préalablement gagnée en fonction d'une performance individuelle plutôt que sur un montant attribué de façon automatique et uniforme à tous les participants ne suscite pas le même niveau d'implication, ni la même appréciation du sentiment de perte chez les individus [Laury et al. (2009) ; Bajtelsmit et al. (2015)]. C'est pourquoi, la première partie de l'expérimentation consiste, pour chaque participant, à déterminer son niveau de richesse initiale en fonction de sa performance individuelle.

13. Le contrat imposé est sélectionné de manière aléatoire parmi les mêmes quatre contrats proposés dans le cadre du traitement *Choisi*.

Cette étape est inspirée de la *tâche de gains* (*earnings task*) utilisée par [Laury et al. \(2009\)](#) et [Bajtelsmit et al. \(2015\)](#). Elle consiste, pour chaque participant, à répondre à un questionnaire de culture générale de 10 questions et dont l'objectif est de remporter une somme d'argent en fonction du nombre de bonnes réponses qu'il obtient. S'il répond correctement à 5 questions ou plus, il obtient le montant maximal (1 500 ECU), alors que, dans le cas contraire, il ne gagne que la moitié de ce montant (750 ECU). La somme finalement gagnée, qui lui est communiquée, constitue son niveau de richesse initiale pour la suite de l'expérimentation. Il est important de mentionner que, dans le but d'éviter de confondre des effets qui seraient liés au niveau de connaissance des participants et leur niveau de richesse, la définition des questions et du score minimal à atteindre pour prétendre au gain maximal est telle que, dans la pratique, tous les participants devraient obtenir 1 500 ECU (voir le questionnaire reporté en Annexe 3.5.1). Dans le cas contraire, l'ensemble des paramètres est divisé par deux afin d'éviter un effet de richesse initiale¹⁴. Une fois le questionnaire terminé, chaque participant est donc informé individuellement de son nombre de bonnes réponses et du montant qu'il a ainsi obtenu avant de participer à la deuxième partie de l'expérimentation.

Elicitation de l'aversion au risque

La dernière partie de l'expérimentation concerne l'élicitation du niveau d'aversion au risque des individus. Cette étape reprend la méthode proposée par [Chakravarty and Roy \(2009\)](#) et popularisée par [Corcos et al. \(2017\)](#), et qui correspond à une adaptation du test d'aversion au risque de [Holt and Laury \(2002\)](#) dans le domaine des pertes. Les travaux de [Corcos et al. \(2017\)](#), [Corcos et al. \(2019\)](#) et [Pannequin et al. \(2020\)](#) ont, en particulier, montré que l'élicitation des préférences individuelles vis-à-vis du risque dans le domaine des pertes était plus adaptée pour analyser des choix d'assurance en situation risquée. Ainsi, dans cette dernière partie, chaque participant est doté de 1000 ECU, et doit choisir, dans le cadre de 10 loteries consécutives, entre deux options impliquant des pertes. Chaque choix correspond à deux options, A et B, qui diffèrent en terme d'utilité espérée. Le tableau 18 reporté en Annexe 3.5.3 correspond à la procédure soumise aux participants. Le paiement associé à cette tâche correspond à nouveau à un tirage au sort de l'une des loteries qui sera jouée et conditionnera le paiement obtenu et qui viendra s'ajouter à la somme gagnée dans le cadre du jeu principal.

3.2.3 Procédure

L'expérimentation a été réalisée auprès de 90 participants dans une université française. Au total, 7 sessions ont été réalisées¹⁵, avec en moyenne 12 sujets par session. Chacune des 7

14. Finalement, un seul des participants n'a pas obtenu un score de bonnes réponses au moins égal à 5.

15. Deux sessions pilotes ont été réalisées au préalable, non prises en compte dans les résultats.

sessions répond à un seul traitement : traitement *Choisi* ou traitement *Imposé*. Ce mode d'organisation de l'expérimentation (*Between-Subjects*) permet d'éviter les effets de cadrage qui pourraient apparaître avec une expérimentation en *Within-Subjects*. Les instructions étaient fournies au début de chacune des trois parties de l'expérimentation (détermination de la dotation initiale, choix d'assurance et de prévention, élicitation du niveau d'aversion au risque), qui étaient ensuite suivies d'un court questionnaire concernant quelques caractéristiques individuelles (âge, genre et niveau d'éducation). Chacune des sessions a duré en moyenne 60 minutes. Les gains finaux pour les différentes parties étaient révélés aux participants à la fin de la session, avec un gain moyen d'environ 17 euros, dont 3 euros de frais de participation. L'ensemble des interfaces a été programmé avec le logiciel Z-tree [Fischbacher et al. (2021)].

3.3 Résultats

3.3.1 Analyses statistiques du niveau d'effort de prévention

L'échantillon final se compose de 90 étudiants de niveau licence ou master, dont 52% qui ont participé au traitement *Choisi* et 48% au traitement *Imposé*. 64% de l'échantillon est composé d'hommes, et la moyenne d'âge est de 23 ans. En termes de préférence vis-à-vis du risque, 58% des participants ont été classés comme étant averses au risque à partir de la procédure de Holt and Laury (2002) adaptée au contexte de l'assurance. En particulier, sont classés comme averses au risque, les personnes dont le coefficient d'aversion pour le risque, qui correspond au nombre de loteries pour lesquelles l'individu a choisi l'option sûre (option A), est inférieur ou égal à cinq¹⁶.

Concernant le niveau d'effort de prévention fourni par les participants, la Figure 7 reporte tout d'abord la distribution de e sur l'échantillon total (quel que soit le traitement). Alors que le niveau d'effort moyen est de 5,9, une sur-représentation des valeurs extrêmes ($e = 0$ et $e = 15$) est observée : 38,4% des participants ont choisi de ne faire aucun effort de prévention ($e = 0$), alors que 21,3% ont choisi le niveau maximal ($e = 15$), tous traitements confondus.

16. 94% des sujets n'ont basculé de l'option A vers l'option B qu'une seule fois ; sur les 6% restants, quatre sujets ont choisi alternativement les options A et B (ce qui peut être considéré comme une stratégie de couverture) et un semble avoir changé au hasard (ce participant n'a pas choisi l'option dominante B lors de la dernière décision). La majorité de l'échantillon a une valeur de coefficient comprise entre 4 et 7, ce qui correspond aux résultats trouvés par Corcos et al. (2017) à partir du même type de procédure.

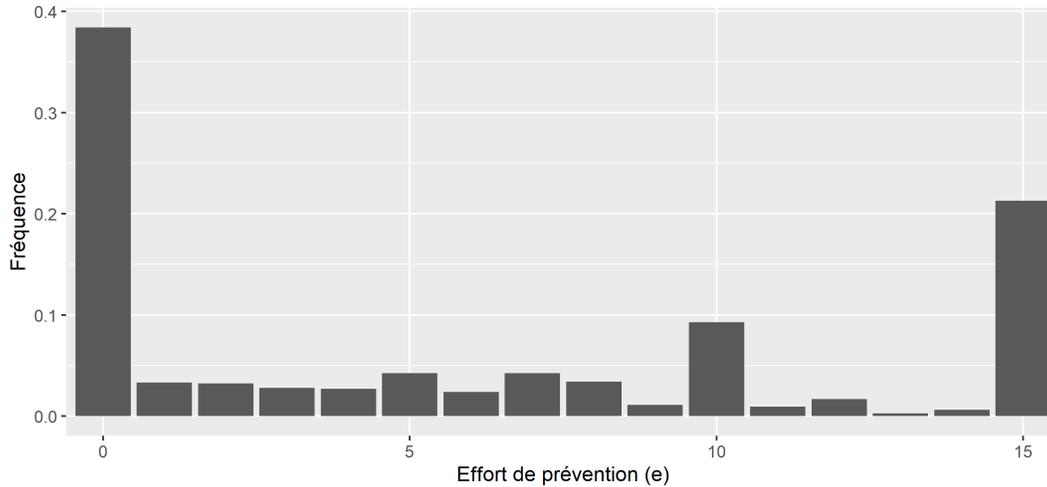


FIGURE 7 – Niveau d’effort de prévention (e)

Avant d’examiner si l’offre d’un menu de contrats affecte les décisions d’effort de prévention des participants, le tableau 15 compare le niveau de e en fonction des caractéristiques individuelles observées (genre et degré d’aversion au risque), des caractéristiques du risque (probabilité d’occurrence du risque et montant de la perte), et des caractéristiques du contrat d’assurance dont disposent les participants (taux de chargement et niveau de couverture). Des écarts significatifs du niveau d’effort moyen de prévention sont tout d’abord observés en fonction des caractéristiques individuelles. Les hommes ont fourni en moyenne un niveau d’effort e plus important que les femmes de l’échantillon ($p\text{-value} = 0,030$). Concernant les préférences vis-à-vis du risque, ce sont les individus averses au risque qui ont consenti à l’effort de prévention le plus faible en moyenne ($p\text{-value} = 0,042$). Ce résultat, a priori contre-intuitif, pourrait s’expliquer par une préférence plus importante pour l’assurance de la part des participants averses au risque, au détriment de la prévention. Dans le traitement *Choisi* les individus averses au risque ont le plus souvent choisi le contrat avec le taux de couverture le plus important, ce qui irait dans le sens de cette hypothèse. Le montant de la perte semble également être révélateur d’un écart en termes de niveau d’effort de prévention avec un e en moyenne plus faible pour le cas du montant de perte élevé ($L = 1500$) ($p\text{-value} < 0,001$). Cet écart pourrait s’expliquer par le fait que le coût de la prévention est plus important dans ce cas-là, en raison de la fonction de coût $c(e)$ considérée (voir détails dans la section 3.2). Enfin, le niveau de couverture semble être une caractéristique du contrat d’assurance particulièrement discriminante en termes de niveau d’effort de prévention fourni par les assurés ($p\text{-value} < 0,001$). Le niveau moyen de e décroît significativement à mesure que le niveau de couverture augmente, conformément aux prédictions de comportements d’aléa moral dans un contexte où prévention et assurance interagissent sur un même risque.

TABLE 15 – Analyse du niveau moyen d’effort de prévention e selon les différentes caractéristiques observées

	e moyen	p -value
Caractéristiques individuelles		
Genre		
Femme	5,22	0,030 ^a
Homme	6,22	
Aversion au risque		
Non-averse au risque	6,22	0,042 ^a
Averse au risque	5,59	
Caractéristiques du risque		
Probabilité de risque (\bar{p})		
Probabilité faible ($\bar{p} = 0, 2$)	5,63	0,281 ^a
Probabilité élevée ($\bar{p} = 0, 5$)	6,11	
Niveau de perte (L)		
Montant faible ($L = 600$)	6,88	<0,001 ^a
Montant élevé ($L = 1500$)	4,85	
Caractéristiques du contrat		
Taux de chargement (λ)		
Négatif ($\lambda = -0, 2$)	6,02	0,119 ^b
Nul ($\lambda = 0$)	5,35	
Positif ($\lambda = 0, 2$)	6,23	
Niveau de couverture		
40%	8,02	<0,001 ^b
65%	6,52	
80%	4,72	
90%	4,24	
N	1 080	

^a p -value associée au test de Wilcoxon-Mann-Whitney. ^b p -value associée au test de Kruskal-Wallis.

Pour mieux appréhender ce dernier résultat, la figure 8 reporte la distribution du niveau d’effort de prévention en fonction des quatre niveaux de couverture considérés dans chacun des menus proposés, quel que soit le traitement. Ainsi, outre la décroissance du niveau d’effort moyen constatée à partir des résultats reportés dans le tableau 15, la figure 8 met en évidence deux résultats principaux : une croissance importante de la fréquence des cas d’absence d’effort de prévention ($e = 0$) avec le taux de couverture des contrats, et, à l’inverse, une décroissance également importante de la fréquence des cas d’effort maximal ($e = 15$) avec le niveau de couverture des contrats d’assurance. Cette inversion de la tendance aux deux extrémités de la distribution des niveaux d’effort tend ainsi à corroborer l’hypothèse d’un effet désincitatif de la couverture d’assurance sur les comportements préventifs, avec des effets marqués pour le niveau d’effort nul ($e = 0$) et maximal ($e = 15$).

Ces premiers résultats révèlent donc l'émergence de comportements d'effort de prévention de type *tout ou rien*¹⁷, avec une concentration importante des niveaux d'effort fournis aux points $e = 0$ et $e = 15$. Au-delà de cette tendance, nous pouvons malgré tout distinguer un effet du taux de couverture du contrat en faveur d'un effet désincitatif de la couverture assurantielle sur le niveau d'effort de prévention fourni (effet d'aléa moral). Cet effet est d'ailleurs particulièrement clair au point $e = 0$: le taux de couverture du contrat, quel que soit le type, semble être un facteur très révélateur des comportements d'absence de prévention.

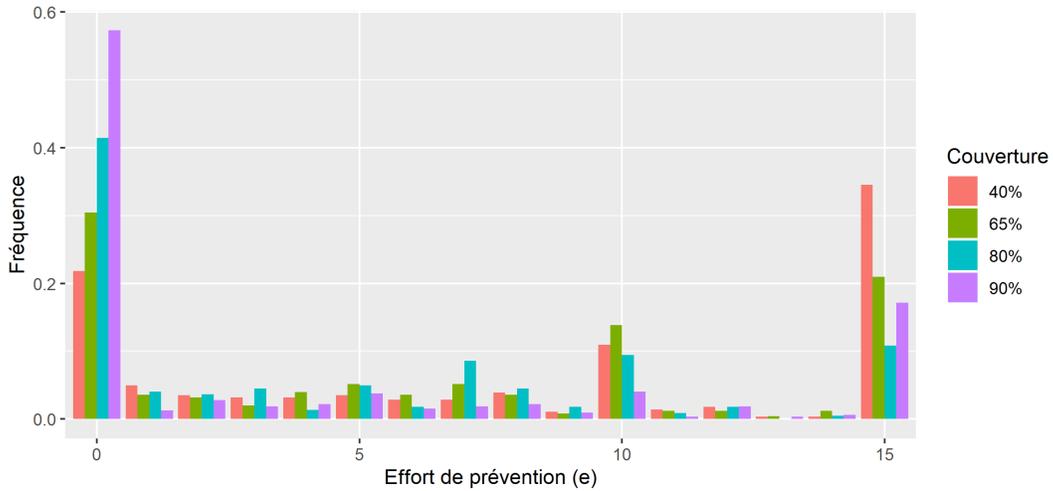


FIGURE 8 – Niveau d'effort de prévention (e) en fonction du taux de couverture du contrat

3.3.2 L'impact du choix en assurance sur l'effort de prévention

Outre la corrélation négative observée entre le taux de couverture des contrats d'assurance et le niveau de e , est-ce que le fait de proposer un menu de contrats, par rapport au cas où un unique contrat est imposé, influence le niveau d'effort de prévention fourni par les assurés ?

Tout d'abord, la comparaison du niveau moyen d'effort de prévention entre les deux traitements (*Choisi* et *Imposé*) révèle une légère différence en faveur du traitement *Imposé* (6,28 dans le traitement *Imposé* contre 5,49 dans le traitement *Choisi*), mais qui n'est pas statistiquement significative ($p\text{-value} = 0,184$)¹⁸. En complément de ce premier résultat, la figure 9 reporte la distribution de e selon les deux traitements. La principale différence observée concerne le niveau d'effort maximal ($e = 15$) : la fréquence observée au point $e = 15$ est plus

17. La notion de "*all-or-nothing behavior*" a notamment été utilisée par Corcos et al. (2021) pour mettre en avant des comportements individuels de demande d'assurance qui se caractérisent par des choix extrêmes (pas de couverture versus couverture complète).

18. Test de Wilcoxon-Mann-Whitney.

importante dans le cas du traitement *Imposé* que dans le cas du traitement *Choisi*¹⁹. Ces premiers résultats tendent donc à faire ressortir un effet du traitement qui jouerait surtout sur les comportements de prévention situés à droite de la distribution de e : le caractère contraignant du contrat, par rapport à l’option de choix, semble favoriser les comportements d’effort de prévention et, en particulier, les plus élevés. Ce résultat pourrait en partie être dû à un effet de rationnement de l’offre d’assurance dans le cas de l’attribution aléatoire d’un contrat d’assurance. Plus précisément, si le contrat attribué dans le traitement *Imposé* n’est pas le contrat optimal au sens des préférences individuelles des participants, et notamment si le taux de couverture est plus faible que celui qui aurait été choisi en cas d’option de choix disponible²⁰, cela pourrait se traduire par davantage d’efforts de prévention de la part des participants en compensation d’un niveau de couverture jugé insuffisant, expliquant ainsi cette différence dans la distribution de e en faveur du traitement *Imposé*.

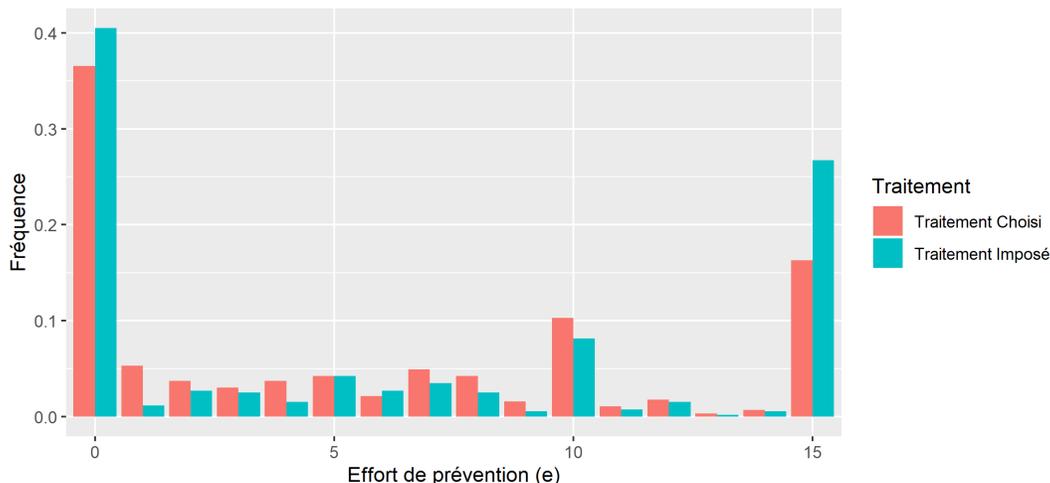


FIGURE 9 – Niveau d’effort de prévention (e) en fonction du traitement

Dans le but d’essayer de distinguer l’effet du traitement de celui du taux de couverture, la figure 10 reporte la distribution de e selon ces deux dimensions. Le traitement se révèle être un facteur discriminant du niveau d’effort de prévention fourni par les participants et, en particulier, au point $e = 15$. En effet, le niveau d’effort maximal semble globalement être plus souvent choisi dans le traitement *Imposé*, quel que soit le niveau de couverture. Cependant, l’écart au point $e = 15$ entre les deux traitements n’est réellement marqué que pour les contrats d’assurance avec des taux de couverture faibles. Par exemple, pour le contrat d’assurance avec un taux de couverture de 90%, le fait d’imposer ou non le contrat ne semble pas

19. La mise en œuvre d’un test non-paramétrique de Kolmogorov-Smirnov révèle une différence globale significative dans la distribution de e en fonction des deux traitements (p -value = 0,006), et qui est principalement due à des écarts dans les valeurs les plus élevées de la distribution (p -value = 0,003).

20. Il y a finalement 3 chances sur 4 que le contrat attribué ne soit pas le contrat qui aurait été volontairement choisi par les participants (le contrat attribué peut à la fois être trop complet ou pas assez).

être révélateur d'un véritable changement de comportement en termes d'effort de prévention, et cela pour tous niveaux de e . Aussi, lorsque le contrat d'assurance comporte un taux de couverture relativement élevé, les différences observées en termes d'effort de prévention relèveraient surtout de préférences individuelles vis-à-vis de la prévention, et non du traitement. En revanche, lorsque le taux de couverture est plus faible, à 40% et 65%, l'écart au point $e = 15$ est important, avec d'autant plus de cas d'effort maximal dans le cadre du traitement *Imposé* que le taux de couverture du contrat qui a été attribué aux participants est faible. Ce résultat ne permet donc pas de rejeter l'hypothèse d'un effet de rationnement de l'offre d'assurance dû à l'attribution d'un contrat non optimal à ce stade de l'analyse.

Par ailleurs, outre l'écart constaté au point $e = 15$ entre les deux traitements et qui figure sur les figures 9 et 10, il semblerait que le traitement *Choisi* se traduise par davantage de comportements de prévention intermédiaires que le traitement *Imposé*, c'est-à-dire un niveau de e tel que $0 < e < 15$. La figure 9 révèle par exemple plus de comportements de type *tout ou rien* ($e = 15$ ou $e = 0$) dans le traitement *Imposé*, alors qu'à l'inverse, dans le cas où le menu de contrats est proposé, une logique de diversification de portefeuille entre assurance et prévention semble présente de manière résiduelle.

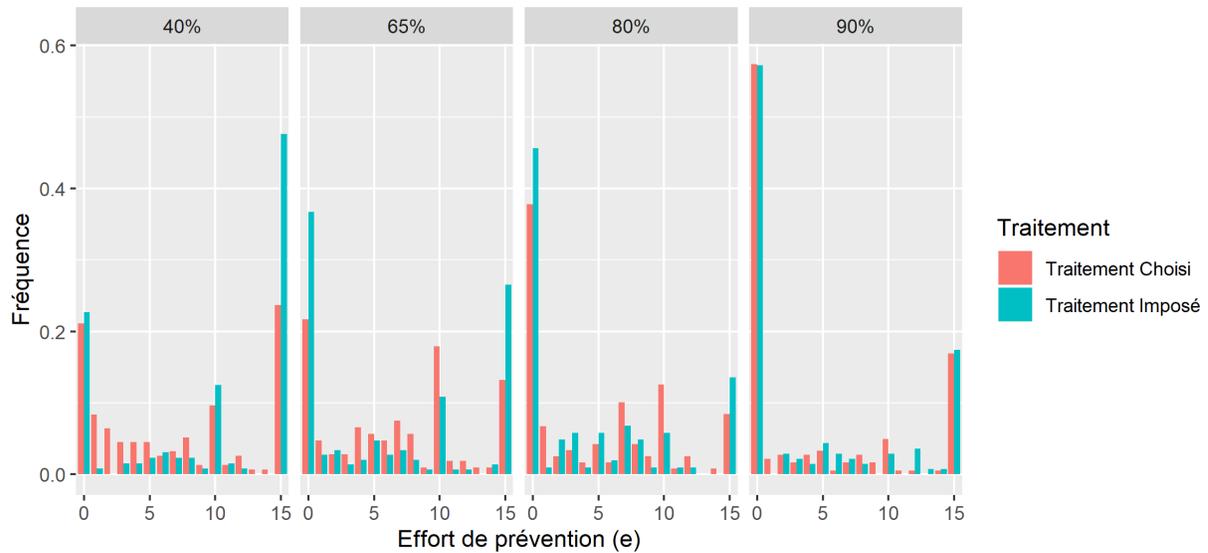


FIGURE 10 – Niveau d'effort de prévention (e) en fonction du taux de couverture du contrat et du traitement

Compte tenu des résultats de nos analyses graphiques, et afin de parvenir à distinguer les différents effets et, en particulier, celui du choix en assurance qui reste ambigu à ce stade,

des régressions multivariées ont été mises en œuvre. Dans la pratique, le recours à des analyses paramétriques appropriées va permettre d'isoler l'effet propre de chaque caractéristique sur le niveau d'effort de prévention fourni par les participants, *toutes choses étant égales par ailleurs*. En particulier, elles vont permettre d'identifier quels sont précisément les effets qui se cachent réellement derrière les deux caractéristiques des contrats d'assurance - taux de couverture et option de choix du contrat - sur l'effort de prévention finalement fourni, une fois contrôlés des autres caractéristiques observables.

Pour ce faire, trois modèles de régressions ont été estimés. Tout d'abord, un modèle de régression linéaire à effets aléatoires (modèle 1)²¹ a été retenu pour le niveau d'effort de prévention e fourni par les participants. Ensuite, compte tenu des résultats des analyses graphiques observés précédemment qui ont mis en avant l'existence d'effets plus marqués pour les deux valeurs extrêmes de e , deux modèles de régression supplémentaires, de type Probit à effets aléatoires, ont été estimés dans le but spécifique d'analyser i) le fait de n'effectuer aucun effort de prévention ($e = 0$) (modèle 2), et ii) le fait d'opter pour le niveau d'effort maximal ($e = 15$) (modèle 3). Dans chacun de ces trois modèles ont été incluses les caractéristiques individuelles observables (le genre et le niveau d'aversion au risque)²², les caractéristiques du risque (la probabilité de perte et montant de la perte), et surtout les caractéristiques du contrat d'assurance. En particulier, le taux de chargement du contrat, le taux de couverture et la variable de traitement (*Choisi* versus *Imposé*) ont été pris en compte. L'inclusion de ces deux dernières dimensions va permettre de différencier l'effet propre de la couverture (effet d'aléa moral) de celui de l'option de choix en assurance. Par ailleurs, dans le but de tester d'éventuels effets croisés entre ces dimensions, et notamment un potentiel effet de rationnement dans le cas du traitement *Imposé*, trois variables supplémentaires ont été ajoutées. Il s'agit des termes d'interaction entre chaque taux de couverture et la variable de traitement. L'inclusion de ces variables va permettre de tester si l'effet du traitement varie selon le taux de couverture du contrat, et donc capter un éventuel effet de compensation qui viendrait interagir avec l'effet propre du traitement le cas échéant. Le tableau 16 reporte les coefficients issus de nos trois estimations.

21. A titre de comparaison, des modèles de type Tobit ont également été estimés dans le but de tenir compte de la censure à droite et à gauche dans notre variable de résultat. Les résultats restent inchangés.

22. Les variables d'âge et de niveau d'éducation ont également été incluses dans nos estimations. Compte tenu de la faible variabilité de ces deux variables, les coefficients associés ne ressortent pas significatifs et l'inclusion de ces deux variables n'affecte pas les autres résultats.

TABLE 16 – Analyses multivariées des déterminants du niveau d'effort de prévention e

	e (1)	$P(e = 0)$ (2)	$P(e = 15)$ (3)
Caractéristiques individuelles			
Genre			
Femme	Réf.	Réf.	Réf.
Homme	1,100 (0,767)	-0,100 (0,249)	0,452* (0,249)
Aversion au risque			
Non-averse au risque	Réf.	Réf.	Réf.
Averse au risque	-0,359 (0,740)	0,203 (0,240)	0,036 (0,235)
Caractéristiques du risque			
Probabilité de risque (\bar{p})			
Probabilité faible ($\bar{p} = 0, 2$)	Réf.	Réf.	Réf.
Probabilité élevée ($\bar{p} = 0, 5$)	0,645** (0,291)	-0,068 (0,095)	0,231** (0,108)
Niveau de perte (L)			
Montant faible ($L = 600$)	Réf.	Réf.	Réf.
Montant élevé ($L = 1500$)	-1,701*** (0,291)	0,390*** (0,095)	-0,410*** (0,108)
Caractéristiques du contrat			
Taux de chargement (λ)			
Nul ($\lambda = 0$)	Réf.	Réf.	Réf.
Négatif ($\lambda = -0, 2$)	0,739** (0,353)	-0,247** (0,115)	0,257* (0,132)
Positif ($\lambda = 0, 2$)	0,748** (0,352)	-0,205* (0,115)	0,350*** (0,131)
Taux de couverture (α)			
40%	Réf.	Réf.	Réf.
65%	-2,620*** (0,589)	0,510*** (0,197)	-0,655*** (0,186)
80%	-3,792*** (0,654)	0,702*** (0,216)	-1,021*** (0,227)
90%	-4,623*** (0,597)	1,211*** (0,202)	-0,978*** (0,195)
Traitement			
Traitement <i>Imposé</i>	Réf.	Réf.	Réf.
Traitement <i>Choisi</i>	-1,623* (0,896)	-0,184 (0,299)	-0,682** (0,282)
Taux de couverture \times Type de contrat			
65% \times contrat choisi	1,984** (0,871)	-0,500* (0,302)	0,200 (0,311)
80% \times contrat choisi	1,397 (0,911)	-0,069 (0,302)	0,160 (0,161)
90% \times contrat choisi	0,679 (0,850)	0,201 (0,482)	0,105 (0,309)

	e	$P(e = 0)$	$P(e = 15)$
	(1)	(2)	(3)
Constante	8,545***	-1,025***	-0,649**
	(1,001)	(0,330)	(0,317)
N	1 080	1 080	1 080

Notes : Significativité : * = 10% ** = 5% *** = 1%. Les écarts-type sont reportés entre parenthèses.

Les résultats du tableau 16 confirment les intuitions des premières analyses statistiques puisqu'ils révèlent un effet significatif des caractéristiques de la situation de risque, avec un effort de prévention plus élevé dans le cas d'un niveau de risque plus important ($\bar{p} = 0,5$), et, à l'inverse, plus faible lorsque le montant de perte est élevé ($L = 1500$), *toutes choses étant égales par ailleurs*. En revanche, une fois contrôlé des autres caractéristiques de l'environnement de décision et de celles du contrat d'assurance des participants, aucun effet des caractéristiques individuelles ne se révèle significatif. En effet, même si les coefficients reportés dans le tableau 16 semblent indiquer comme précédemment que les hommes fourniraient un niveau de e plus élevé que les femmes, et que les participants averses au risque consentiraient eux à moins d'efforts de prévention, ces différences ne sont pas statistiquement significatives à un seuil de 5%, contrairement aux conclusions des tests non-paramétriques. Ce résultat pourrait être attribuable à la composition de l'échantillon. Les femmes sont plus averses au risque que les hommes (65% des femmes de l'échantillon sont averses au risque, contre 51% des hommes). Cette constatation, qui est d'ailleurs un résultat admis dans la littérature, et, en particulier, quand il s'agit de risques financiers [Charness and Gneezy (2012)], pourrait donc expliquer une confusion des effets dans le cadre des analyses bivariées : la comparaison du niveau d'effort selon le niveau d'aversion capterait en partie un effet de genre, et inversement. Ainsi, les résultats économétriques permettent de mieux identifier les effets propres de chacune des caractéristiques, qui s'avèrent finalement non statistiquement significatifs à un seuil de 5%.

Concernant les caractéristiques des contrats d'assurance, les estimations confirment tout d'abord l'effet désincitatif du taux de couverture des contrats puisqu'une corrélation négative entre le niveau de couverture et le niveau d'effort de prévention apparaît, toutes choses étant égales par ailleurs, et quel que soit le modèle considéré. En particulier, l'effort moyen e est d'autant plus important que le niveau de couverture assurantielle est faible (modèle 1). De même dans les deux autres modèles, on peut par exemple observer que la souscription du contrat avec un taux de couverture de 40%, qu'il ait été choisi ou attribué de manière exogène, augmente la probabilité d'observer $e = 15$, alors que la souscription d'un contrat avec un taux de couverture de 90% est associée à une plus grande probabilité d'absence de prévention ($e = 0$). Ces résultats économétriques sont ainsi cohérents avec l'hypothèse de comportements d'aléa moral lorsque l'effort de prévention est inobservé par l'assureur, quel

que soit le type de contrat (option de choix versus contrat imposé).

Qu'en est-il de l'effet propre du traitement ? Tout d'abord, il ressort un effet négatif du traitement *Choisi* sur le niveau d'effort de prévention moyen fourni par les participants (tableau 16) : lorsque les participants peuvent choisir eux-mêmes leur contrat d'assurance, ils font ensuite en moyenne moins d'effort de prévention, *toutes choses étant égales par ailleurs* (modèle 1). Cet effet désincitatif de l'introduction d'un menu de contrats semble être davantage le résultat d'une diminution des comportements d'effort de prévention maximal (modèle 3) que l'inverse (modèle 2). En effet, non seulement seul l'écart pour la probabilité d'observer $e = 15$ en fonction du traitement est statistiquement significatif, avec une probabilité plus faible que les participants choisissent le niveau de prévention maximal lorsqu'ils disposent d'un menu de contrat d'assurance au préalable (modèle 3), mais en plus le signe du coefficient associé à la variable de traitement est négatif dans le modèle 2. Par conséquent, le fait de laisser le choix du contrat diminuerait également la probabilité de n'observer aucun effort. Cependant, ce résultat est moins marqué que le précédent puisque que le coefficient estimé dans le cadre du modèle 2 n'est pas statistiquement significatif à un seuil de 5% ($p\text{-value} = 0,362$). En résumé, l'effet désincitatif de l'introduction du menu s'observe principalement sur la partie droite de la distribution de e , et se traduit par une diminution des comportements d'efforts de prévention élevés, quel que soit le taux de couverture. Le traitement *Choisi* se traduit par ailleurs par une logique de portefeuille entre assurance et prévention qui semble s'installer dans le cas où les participants ont le choix du contrat d'assurance avec une diminution des comportements de type *tout ou rien* concernant le choix de e au profit de comportements intermédiaires ($0 < e < 15$).

Par ailleurs, les résultats associés aux termes d'interaction viennent valider l'ensemble de ces conclusions. En effet, l'absence de significativité des termes d'interaction dans le modèle 3 indique que l'effet du traitement sur la probabilité d'observer le niveau d'effort maximal ($e = 15$) ne varie pas selon le taux de couverture, permettant ainsi de rejeter l'hypothèse d'un effet de rationnement de l'offre d'assurance. Seul le contrat avec un taux de couverture à 65% semble faire ressortir une différence de l'effet du traitement, mais uniquement dans les modèles 1 et 2 : l'effet désincitatif à l'effort du traitement *Choisi* serait moins marqué pour ce contrat-là, voire même inversé.

En résumé, les analyses statistiques montrent que la décision de ne faire aucun effort de prévention est principalement imputable à l'effet désincitatif de l'assurance (effet d'aléa moral). Une fois ce résultat admis, une logique de portefeuille semble par ailleurs s'installer lorsque les participants peuvent choisir leur contrat d'assurance parmi un menu puis faire de la prévention. Enfin, un résultat notoire concerne l'effet désincitatif de l'introduction d'un menu de contrats d'assurance, par rapport au cas où le contrat est imposé, sur les comporte-

ments d'efforts de prévention. Pour un taux de couverture donné, l'option de choix du contrat d'assurance diminue les efforts de prévention fournis ensuite. Ce résultat pourrait avoir plusieurs explications possibles. Tout d'abord, en supprimant l'opportunité de choix concernant le contrat d'assurance, rendant ainsi la prévention comme étant le seul outil de gestion du risque manipulable par les participants, le traitement *Imposé* pourrait avoir pour effet d'inciter à fournir davantage d'effort de prévention, et cela quel que soit le taux de couverture du contrat attribué. Dès lors, ce constat pourrait être en partie attribuable à un effet d'offre lié à l'environnement expérimental du laboratoire dans le cadre du traitement *Imposé* [Carpenter et al. (2010)] : le sujet expérimenté choisirait de faire un effort en raison de sa seule volonté d'apparaître actif lors de l'expérimentation. Cependant, les résultats du modèle 2 ne semblent pas valider cette hypothèse puisque la différence dans la probabilité que les participants ne fassent aucun effort ($e = 0$), qui devrait être d'autant plus marquée dans le cas d'un potentiel effet d'offre, n'est pas statistiquement significative. L'hypothèse d'un effet d'offre pour expliquer ce résultat est donc peu crédible ici. Ainsi, l'effet incitatif généré par la suppression de l'option de choix du contrat s'expliquerait davantage par une réelle *réaction positive* des participants en faveur du mécanisme de prévention. Ce résultat peut sans doute être mis en relation avec les travaux de Brehm (1966) qui a introduit la notion de *réactance psychologique* (*psychological reactance*), et qui a notamment été utilisée pour étudier les effets liés à la mise en place de restriction de choix sur les comportements individuels. En particulier, lorsque le contrat d'assurance est imposé, la forte limitation de la liberté de choix pourrait inciter l'assuré à se montrer pro-actif sur la seule dimension où il lui reste une liberté d'action : la prévention. Par ailleurs, une explication complémentaire à l'effet désincitatif de l'option de choix sur l'effort de prévention peut être soutenue à travers la notion de *valeur du choix*. Les travaux de Szrek and Baron (2007) ont montré que les individus attribuaient plus de valeur aux contrats d'assurance lorsque ces contrats étaient le résultat de leur propre choix, plutôt qu'un contrat attribué de manière exogène. Dès lors, la présence d'un effet similaire ici pourrait avoir pour conséquence de rendre le mécanisme de prévention moins attractif relativement à l'assurance, expliquant ainsi le moindre recours à la prévention dans le traitement *Choisi* par rapport au traitement *Imposé*. Ces emprunts, aussi bien à la psychologie sociale, qu'à la théorie du choix rationnel, permettent de dépasser la simple logique de substituabilité et de complémentarité entre assurance et prévention telle qu'elle s'exprime dans le modèle de référence de Ehrlich and Becker (1972), et apportent ainsi des pistes de réflexions supplémentaires quant à la compréhension des mécanismes individuels de décisions en termes de choix d'assurance et de prévention.

3.4 Conclusion

Cette étude met en œuvre un protocole expérimental original dans le but d’analyser le comportement de prévention des assurés en fonction des caractéristiques de la couverture assurantielle dont ils disposent, et, en particulier, de tester l’effet de l’option de choix (menu de contrats), par rapport au cas où le contrat d’assurance serait imposé de manière exogène, dans un contexte d’assurance obligatoire. A partir de deux traitements expérimentaux différents (traitement *Choisi* et traitement *Imposé*), les comportements individuels en matière de prévention ont ainsi pu être comparés selon que les assurés aient eu ou non la possibilité de choisir leur contrat d’assurance au préalable. D’une part, nos résultats ont mis en évidence la présence d’un effet d’aléa moral qui se traduit par des niveaux d’effort de prévention plus faibles en cas de couverture assurantielle plus complète, en adéquation avec les prédictions standard dans un contexte où l’effort de prévention n’est pas observé par l’assureur [Arrow (1963) ; Arrow (1968) ; Pauly (1968)]. D’autre part, une fois contrôlé de cet effet désincitatif de l’assurance sur la prévention, l’évidence expérimentale révèle que l’option de choix en assurance diminue le niveau d’effort de prévention des assurés, quel que soit leur taux de couverture.

Ces résultats s’inscrivent dans la lignée des nombreux travaux qui se sont intéressés à l’impact du choix en assurance. La plupart des études empiriques existantes se sont avant tout posées la question des conséquences du choix sur l’optimalité de la demande d’assurance finalement observée (i.e. est-ce que le choix conduit à une demande optimale d’assurance comme le prédit la théorie?). Dans de nombreux cas, les résultats empiriques ont conduit à formuler des mises en garde au sujet de la vision univoque de l’aspect bénéfique du choix dans le contexte assurantiel [Bhargava et al. (2017) ; Frank and Lamiraud (2009) ; Ericson and Sydnor (2017) ; Hortaçsu et al. (2017) ; Handel and Kolstad (2015) ; Biener and Zou (2021)]. L’approche expérimentale développée ici vient ainsi compléter cette littérature en montrant que le choix en assurance pouvait également impacter les comportements préventifs des assurés, et, en particulier, en entraînant un effet désincitatif à l’effort de prévention. Dans un contexte d’aléa moral, où assurance et prévention co-existent, la vertu du menu de contrats pourrait dès lors être doublement remise en cause avec des conséquences potentielles néfastes sur la demande d’assurance elle-même (choix sous-optimaux), mais également sur les comportements de prévention qui pourraient être influencés à la baisse.

Au-delà de l’intérêt académique de cette analyse empirique originale, ces conclusions admettent également des implications en termes de politiques publiques et de design de marché l’assurance. A la différence du modèle assurantiel qui est largement fondé sur la mutualisation du risque, la dimension collective de la prévention se fonde sur son caractère public. Dès lors, la mise en œuvre de toute politique préventive bute sur l’inefficience de la production de bien public. Ce constat conduit, dans une logique de substituabilité, à privilégier le modèle assu-

rantiel, alors même que la prévention pourrait jouer un rôle majeur en tant que mécanisme de réduction des risques. L'exemple de la santé illustre parfaitement bien ce point, avec d'un côté une volonté d'accroître l'approche préventive par rapport à une approche compensatoire post-risque [Cabral and Cullen (2017); Gubler et al. (2018)], sans pour autant parvenir à inciter les individus à faire davantage de prévention [Lowensteyn et al. (2018)]. Ce problème renvoie à la question des incitations qui est centrale dans un contexte où assurance et prévention co-existent. Dans ce cadre-là, les résultats de cette étude mettent en avant le fait que la notion de choix d'assurance pourrait être un instrument pertinent pour promouvoir les comportements de prévention pour un risque donné. Le caractère contraignant du contrat d'assurance pourrait ainsi avoir un double intérêt en limitant les comportements sous-optimaux d'assurance en imposant un contrat pertinent, tout en incitant à plus d'effort de prévention. De manière très concrète, cette conclusion fait notamment écho au contexte du marché de l'assurance santé complémentaire français. La promulgation de l'Accord national interprofessionnel (ANI) en janvier 2016, qui porte notamment sur l'obligation pour les entreprises privées de proposer un contrat de couverture complémentaire à ses salariés ainsi que de développer des mesures de prévention leur étant destinées, s'inscrit directement dans ce contexte d'analyse. Ainsi, les résultats expérimentaux de cette étude apportent des éléments d'éclairage quant aux réflexions à mener sur la conception de mesures alliant assurance et prévention.

3.5 Annexes

3.5.1 Le protocole expérimental

Questionnaire de culture générale (détermination de la dotation initiale)

1. Quelle est la source de production d'électricité principale en France ?
 - Le vent
 - Le nucléaire
 - Le gaz
 - Le charbon
2. Qui est l'actuel président des Etats-Unis ?
 - Barack Obama
 - Emmanuel Macron
 - Abraham Lincoln
 - Donald Trump
3. Quelles sont les deux couleurs qui doivent être mélangées pour obtenir du vert ?
 - Bleu et jaune
 - Blanc et bleu
 - Rouge et jaune
 - Gris et violet
4. Quelle est la capitale du Portugal ?
 - Madrid
 - Lisbonne
 - Barcelone
 - Rome
5. A quelle date est célébrée la fin de la seconde guerre mondiale en France ?
 - 8 mai
 - 11 novembre
 - 14 juillet
 - 29 avril
6. Quelle est la monnaie utilisée au Royaume-Uni ?
 - L'euro
 - Le dollar
 - La livre sterling

- Le yen
- 7. Parmi ces 4 films, lequel n'est pas l'adaptation d'un livre ?
 - Le seigneur des anneaux
 - Da Vinci code
 - Le bossu de Notre Dame
 - Ratatouille
- 8. Quel animal n'est pas un mammifère ?
 - Le chat
 - L'éléphant
 - Le cheval
 - Le requin
- 9. Quel est le pays le vaste du monde (km^2) ?
 - La Russie
 - Le Canada
 - Les Etats-Unis
 - L'Australie
- 10. Quelle planète fait partie du système solaire ?
 - Artemis
 - Mars
 - Athena
 - Vulcan

Les instructions

INSTRUCTIONS

Vous prenez part à une expérimentation, dans le cadre d'un programme de recherche du laboratoire **SAF** (Sciences Actuarielle et Financière) de l'**ISFA** (Institut de Sciences Financière et d'Assurance) de l'Université Claude Bernard Lyon 1, et soutenue par la Chaire de recherche Prevent'Horizon.

Si vous lisez ces instructions attentivement, vous pouvez gagner une certaine somme d'argent **qui dépendra de vos choix** dans les différentes parties de cette session expérimentale. Dans tous les cas, votre participation à cette expérimentation vous garantit un **dédommagement minimal de 3 €** qui correspond à la contrepartie de votre présence. Notez cependant que la moyenne des gains est bien au-dessus de cette valeur. Lorsque l'expérimentation est terminée nous vous remettrons une attestation de gratification que vous devez remplir, puis l'échanger contre le montant de votre rétribution en euros, payé en argent liquide, immédiatement, et en privé.

Votre gain total (en euros) correspond à :

- **3 euros** pour votre participation (ce montant n'est donc pas affecté par vos choix au cours de la session) ;
- La **somme des gains de chacune des parties** de la session expérimentale.

Durant la session, les montants seront **exprimés en ECU** (*Experimental Currency Unit*). Cette unité de compte sera convertie en euros à la fin de la session afin de procéder au paiement selon le taux suivant :

$$1 \text{ ECU} = 0.01 \text{ € soit encore } 1\text{€} = 100 \text{ ECU}$$

Déroulement global de la session

Cette session expérimentale est composée de **trois parties distinctes** :

- La **partie 1** est un **questionnaire de culture générale** vous permettant de gagner les ECU nécessaires à votre participation à la partie 2.
- La **partie 2** comprend **14 jeux de hasard** successifs et indépendants.
- La **partie 3** comprend **deux séries de 11 questions**.

Votre **gain final** dépendra de **vos réponses et de vos choix effectués durant ces trois parties**.

A la fin de la session et avant de procéder au paiement en privé de vos gains, vous devrez compléter un court formulaire, anonyme, concernant des informations socio-économiques (ex : âge, sexe, etc.).

Attention, afin de respecter le bon déroulement de cette session expérimentale, il vous est interdit de communiquer de votre propre initiative durant cette session expérimentale. Si vous ne respectez pas cette règle, nous devons annuler votre participation et vous ne pourrez prétendre à un quelconque dédommagement. Levez la main pour poser une question si nécessaire.

Partie 1

Il s'agit d'un **questionnaire de culture générale** composé de 10 questions. Vous devez indiquer la réponse qui vous semble correcte parmi les 4 propositions en cliquant sur la case correspondante. **Cette partie vous permettra de gagner des ECU pour la partie 2 : si vous répondez correctement à 5 questions ou plus, vous disposerez de 1500 ECU au début de la partie 2, sinon vous disposerez de seulement 750 ECU.**

Exemple :

Laquelle de ces villes françaises compte le plus d'habitants ?

- Bordeaux
- Marseille
- Strasbourg
- Rennes

Partie 2

Dans cette partie vous allez **prendre une série de décisions**. Chacune de ces décisions affectera l'issue d'un jeu de hasard. Au total la Partie 2 comprend **14 jeux indépendants les uns des autres**. A noter que les **deux premiers jeux sont des jeux d'entraînement** et n'affecteront pas votre gain final. Ces deux jeux d'entraînement servent donc uniquement à vous familiariser avec les écrans.

Chaque jeu consiste en un tirage au sort dans une urne contenant **100 boules**. Une urne contient **100 boules de deux couleurs différentes : bleue ou rouge**. Si une boule rouge est tirée, vous **perdez une partie ou la totalité de votre montant de départ**. En revanche, si une **boule bleue** est tirée, **vous conservez la totalité de votre montant de départ**.

Pour chacun de ces jeux nous vous indiquons les informations suivantes :

- Votre **montant de départ**, correspondant au **gain obtenu à l'issue de la partie 1** (soit 750 ECU, soit 1500 ECU).
- **Les règles du jeu de hasard**, c'est-à-dire :
 - Le **nombre de boules de chaque couleur** contenues dans l'urne, qui contient toujours 100 boules.
 - Le **montant perdu en cas de tirage d'une boule rouge**.

Le **montant de départ reste identique** pour chacun des jeux. En revanche, les **règles du jeu de hasard varient** d'un jeu à l'autre.

Pour chaque jeu, vous devez choisir un **dispositif vous permettant d'être remboursé d'une partie des pertes** en cas de tirage d'une boule rouge. Le coût de ce dispositif sera **prélevé sur votre montant de départ en début de partie**. Pour chaque jeu, **quatre dispositifs différents** vous seront proposés.

Après avoir sélectionné le dispositif de votre choix, vous aurez également la possibilité de payer pour diminuer vos chances de perte **en remplaçant des boules rouges par des boules bleues** dans votre urne, moyennant un **coût constant par boule** qui sera **indiqué pour chaque jeu**. Si vous décidez de remplacer une ou plusieurs boules rouges par des boules bleues, vous payez le montant correspondant qui sera indiqué à l'écran et qui sera directement prélevé de votre montant de départ. Vous pourrez remplacer jusqu'à **15 boules rouges**.

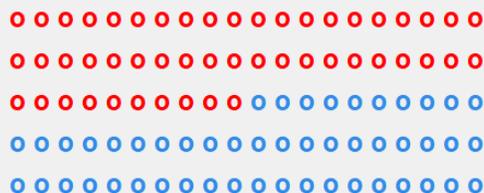
Exemple :

Supposons que vous ayez répondu correctement à 8 questions dans la partie 1, vous disposez donc d'un montant de départ de 1500 ECU.

L'urne du jeu est remplie de cette manière :

Devant vous se trouve une urne contenant **50 boules rouges et 50 boules bleues**, soient 100 boules au total.

Visuellement, l'urne est remplie ainsi :



- En cas de tirage d'une boule bleue, vous sauvegardez votre montant de départ de 1500 ECU ;
- En cas de tirage d'une boule rouge, vous perdez 1000 ECU, il vous reste donc 500 ECU.

Choix du dispositif :

- Dispositif n°1 : Vous payez 36 ECU et, en cas de tirage d'une boule rouge vous serez remboursé d'un montant de 200 ECU
- Dispositif n°2 : Vous payez 90 ECU et, en cas de tirage d'une boule rouge vous serez remboursé d'un montant de 500 ECU
- Dispositif n°3 : Vous payez 126 ECU et, en cas de tirage d'une boule rouge vous serez remboursé d'un montant de 700 ECU
- Dispositif n°4 : Vous payez 153 ECU et, en cas de tirage d'une boule rouge vous serez remboursé d'un montant de 850 ECU

Vous devez choisir entre les 4 dispositifs proposés. Dans cet exemple, si vous choisissez le **dispositif n°2**, vous devez **payer 90 ECU** qui seront prélevés sur votre montant de départ, ce qui vous garantira un **remboursement de 500 ECU** si une **boule rouge est tirée** dans l'urne à l'issue du jeu.

A cette étape :

- Si une boule bleue est tirée au sort, vous gagnez : $1500 - 90 = 1410$ ECU
- Si une boule rouge est tirée au sort, vous gagnez : $1500 - 90 - 1000 + 500 = 910$ ECU

Vous devez maintenant indiquer si vous souhaitez remplacer des boules rouges par des boules bleues pour diminuer vos chances de perte. Le **coût d'un remplacement est fixé à 6 ECU** pour ce jeu.

Choix du nombre de boules rouges à remplacer par des boules bleues :

Investissement :	0	<input type="radio"/> <input checked="" type="radio"/> <input type="radio"/>	15
Nombre de boules rouges changées :		7	
Coût total du remplacement :		42	

Dans cet exemple, si vous choisissez de remplacer **7 boules** rouges pour diminuer vos chances de perte de **50% à 43%**, vous devrez payer **42 ECU** qui seront prélevés de votre montant de départ (7 remplacements au prix de 6 ECU).

A l'issue du jeu :

- Si une boule bleue est tirée au sort, vous gagnez : $1500 - 90 - 42 = 1368$ ECU
- Si une boule rouge est tirée au sort, vous gagnez : $1500 - 90 - 42 - 1000 + 500 = 868$ ECU

Définition de votre gain pour cette partie de l'expérimentation :

Un des douze jeux est tiré au sort (exclusion des deux premiers jeux d'entraînement) et sera joué. Votre gain correspond au montant réel gagné à l'issue de ce jeu et qui dépend donc de vos deux décisions (choix du dispositif et choix du nombre de boules rouges remplacées).

Partie 3

Cette partie est totalement indépendante des parties suivantes.

Elle consiste à répondre à **deux séries de 11 questions**. Pour chaque question, vous devez choisir **une option** (l'option A ou l'option B).

- 1^{er} cas possible (11 questions)

Exemple :

Option A	Option B
<input type="checkbox"/> Vous avez 3 chances sur 10 de gagner 500 ECU, sinon vous gagnez 200 ECU	<input checked="" type="radio"/> Vous avez 3 chances sur 10 de gagner 850 ECU, sinon vous gagnez 50 ECU

Dans cet exemple, vous devez indiquer si :

Vous préférez gagner **500 ECU avec 1 chance sur 10** et **200 ECU avec 9 chances sur 10** (Option A)

OU

Vous préférez gagner **850 ECU avec 1 chance sur 10** et **50 ECU avec 9 chances sur 10** (Option B)

- 2^{ème} cas possible (11 questions)

Exemple :

Option A	Option B
<input type="checkbox"/> Vous avez 6 chances sur 10 de perdre 400 ECU, sinon vous perdez 450 ECU	<input checked="" type="radio"/> Vous avez 6 chances sur 10 de perdre 100 ECU, sinon vous perdez 800 ECU

Pour chaque question, **vous disposez de 1000 ECU**.

Dans cet exemple, vous devez indiquer si, sur ces 1000 ECU :

Vous préférez perdre **400 ECU avec 1 chance sur 10** et **450 ECU avec 9 chances sur 10** (Option A)

OU

Vous préférez perdre **100 ECU avec 1 chance sur 10** et **800 ECU avec 9 chances sur 10** (Option B)

Définition de votre gain pour cette partie de l'expérimentation :

A la fin de la session **une des 22 questions est tirée au sort**, l'option (A ou B) que vous aurez choisie sera jouée par l'ordinateur et vous obtiendrez le montant correspondant.

Fin de la session

Avant de connaître votre gain final et de recevoir votre gratification en euros, vous devrez répondre à un bref formulaire concernant quelques informations socio-économiques (âge, sexe, etc.). Vous devez ensuite cliquer sur le bouton « *Valider* ».

A la fin de la session vous pourrez découvrir la totalité du déroulement de cette session ainsi que les gains de chacune des 3 parties et le gain final que vous allez recevoir (ce montant correspond à la somme des gains de la combinaison entre les parties 1 et 2, des gains de la partie 3 et du montant de dédommagement).

Lorsque vous voyez alors apparaître sur votre écran votre gain en euros. **Merci de rester à vos places, un des expérimentateurs viendra relever votre identifiant avant de procéder au paiement.**

Nous vous remercions de bien vouloir rester assis en silence jusqu'à ce que l'on vous donne l'autorisation d'aller récupérer vos gains dans la salle des paiements.

Si vous avez la moindre question durant la session n'hésitez pas à lever la main.

3.5.2 Description de l'ensemble des paramètres de la procédure de choix d'assurance et de prévention

TABLE 17 – Description des paramètres retenus dans la procédure de choix d'assurance et de prévention

Paramètres	Définition	Valeurs
T	Nombre de scénarios	12
W	Richesse initiale	1 500
\bar{p}	Probabilité de perte initiale	$\{0,2;0,5\}$
L	Montant de la perte	$\{600;1\ 500\}$
J	Taille du menu de contrat d'assurance	4
α	Niveau de couverture	$\{0,4;0,65;0,80;0,90\}$
λ	Taux de chargement	$\{-0,2;0;0,2\}$
$c(e)$	Coût de prévention	$c(e) = ce$ avec $c = \{6;15\}$
$p(e)$	Probabilité de perte finale	$p(e) = \bar{p} - ae$ avec $a = 0,01$

3.5.3 Mesure du degré d'aversion au risque dans le domaine des pertes

TABLE 18 – Mesure du degré d'aversion au risque

Décision	Option A				Option B			
	%	Perte	%	Perte	%	Perte	%	Perte
1	10	400	90	450	10	100	90	800
2	20	400	80	450	20	100	80	800
3	30	400	70	450	30	100	70	800
4	40	400	60	450	40	100	60	800
5	50	400	50	450	50	100	50	800
6	60	400	40	450	60	100	40	800
7	70	400	30	450	70	100	30	800
8	80	400	20	450	80	100	20	800
9	90	400	10	450	90	100	10	800
10	100	400	0	450	100	100	0	800

Bibliographie

- Araujo, F., Carbone, E., Conell-Price, L., Dunietz, M., Jaroszewicz, A., Landsman, R., Lamé, D., Vesterlund, L., Wang, S. and Wilson, A. (2016), ‘The slider task : an example of restricted inference on incentive effects’, *Journal of the Economic Science Association* **2**(1), 1–12.
- Arrow, K. J. (1963), ‘Uncertainty and the welfare economics of medical care’, *The American Economic Review* **53**(5), 941–973.
- Arrow, K. J. (1968), ‘The economics of moral hazard : Further comment’, *The American Economic Review* **58**(3), 537–539.
- Bajtelsmit, V., Coats, J. and Thistle, P. (2015), ‘The effect of ambiguity on risk management choices : An experimental study’, *Journal of Risk and Uncertainty* **50**(3), 249–280.
- Bhargava, S., Loewenstein, G. and Sydnor, J. (2017), ‘Choose to lose : Health plan choices from a menu with dominated option’, *The Quarterly Journal of Economics* **132**(3), 1319–1372.
- Biener, C. and Zou, L. (2021), ‘The value of choice in mandatory health insurance’, *University of St. Gallen Working Papers on Finance* (2021/04).
- Botti, S. and Iyengar, S. S. (2006), ‘The dark side of choice : When choice impairs social welfare’, *Journal of Public Policy & Marketing* **25**(1), 24–38.
- Brehm, J. W. (1966), *A Theory of Psychological Reactance*, Academic Press.
- Cabral, M. and Cullen, M. R. (2017), ‘The effect of insurance coverage on preventive care’, *Economic Inquiry* **55**(3), 1452–1467.
- Camerer, C. F. and Hogarth, R. M. (1999), ‘The effects of financial incentives in experiments : A review and capital-labor-production framework’, *Journal of Risk and Uncertainty* (19), 7–42.
- Carpenter, J., Liati, A. and Vickery, B. (2010), ‘They come to play : Supply effects in an economic experiment’, *Rationality and Society* **22**(1), 83–102.

- Chakravarty, S. and Roy, J. (2009), ‘Recursive expected utility and the separation of attitudes towards risk and ambiguity : An experimental study’, *Theory and Decision* **66**(199).
- Charness, G. and Gneezy, U. (2012), ‘Strong evidence for gender differences in risk taking’, *Journal of Economic Behavior & Organization* **83**(1), 50–58. Gender Differences in Risk Aversion and Competition.
- Charness, G., Gneezy, U. and Halladay, B. (2016), ‘Experimental methods : Pay one or pay all’, *Journal of Economic Behavior & Organization* **131**, 141–150.
- Charness, G., Gneezy, U. and Henderson, A. (2018), ‘Experimental methods : Measuring effort in economics experiments’, *Journal of Economic Behavior and Organization* (149), 74–87.
- Corcus, A., Pannequin, F. and Montmarquette, C. (2019), ‘Holt and Laury measures and insurance decisions : A same risk attitude ? a lab experiment’, *Revue Economique* **70**(6), 1095–1114.
- Corcus, A., Pannequin, F. and Montmarquette, C. (2017), ‘Leaving the market or reducing the coverage ? a model-based experimental analysis of the demand for insurance’, *Experimental Economics* **20**(4), 836–859.
- Corcus, A., Pannequin, F. and Montmarquette, C. (2021), ‘How an all-or-nothing insurance behaviour challenges economic policies : an experimental approach’, *Economic and Political Studies* **9**(1), 4–16.
- de Charms, R. (1968), *Personal Causation*, New York : Academic Press.
- Ehrlich, I. and Becker, G. (1972), ‘Market insurance, self-insurance, and self-protection’, *Journal of Political Economy* **80**(4), 623–48.
- Ericson, K. M. and Sydnor, J. (2017), ‘The questionable value of having a choice of levels of health insurance coverage’, *Journal of Economic Perspectives* **31**(4), 51–72.
- Fehr, E. and Wu, K. (2021), ‘Obfuscation in competitive markets’, *Working paper series - Department of Economics, University of Zurich* (No 391).
- Fischbacher, U., Bendrick, K. and Schmid, S. (2021), z-tree : Tutorial and reference manual, Technical report, University of Zurich, Departement of Economics ; Thurgau Institute of Economics at the University of Konstanz.
- Frank, R. G. and Lamiraud, K. (2009), ‘Choice, price competition and complexity in markets for health insurance’, *Journal of Economic Behavior & Organization* **71**(2), 550–562.
- Gill, D. and Prowse, V. (2019), ‘Measuring costly effort using the slider task’, *Journal of Behavioral and Experimental Finance* **21**, 1 – 9.

- Gold, M. (2001), ‘Medicare+choice : An interim report card’, *Health Affairs* **20**(4), 120–138.
- Gubler, T., Larkin, I. and Pierce, L. (2018), ‘Doing well by making well : The impact of corporate wellness programs on employee productivity’, *Management Science* **64**(11), 4967–4987.
- Handel, B. R. and Kolstad, J. T. (2015), ‘Health insurance for "humans" : Information frictions, plan choice, and consumer welfare’, *American Economic Review* **105**(8), 2449–2500.
- Hibbard, J. H., Slovic, P., Peters, E., Finucane, M. L. and Tusler, M. (2001), ‘Is the informed-choice policy approach appropriate for medicare beneficiaries?’, *Health Affairs* **20**(3), 199–203. PMID : 11585167.
- Holt, C. A. and Laury, S. K. (2002), ‘Risk aversion and incentive effects’, *The American Economic Review* **92**(5), 1644–1655.
- Hortaçsu, A., Madanizadeh, S. A. and Puller, S. L. (2017), ‘Power to choose? an analysis of consumer inertia in the residential electricity market’, *American Economic Journal : Economic Policy* **9**(4), 192–226.
- Laury, S., McInnes, M. and Swarthout, J. (2009), ‘Insurance decisions for low-probability losses’, *Journal of Risk and Uncertainty* **39**(1), 17–44.
- Lowensteyn, I., Berberian, V., Belisle, P., DaCosta, D., Joseph, L. and Grover, S. A. (2018), ‘The measurable benefits of a workplace wellness program in canada : Results after one year’, *Journal of occupational and environmental medicine* **60**(3), 211–216.
- Mossin, J. (1968), ‘Aspects of rational insurance purchasing’, *Journal of Political Economy* **76**(4), 553–568.
- Pannequin, F., Corcos, A. and Montmarquette, C. (2020), ‘Are insurance and self-insurance substitutes? an experimental approach’, *Journal of Economic Behavior & Organization* **180**, 797–811.
- Pauly, M. V. (1968), ‘The economics of moral hazard : Comment’, *The American Economic Review* **58**(3), 531–537.
- Rothschild, M. and Stiglitz, J. (1976), ‘Equilibrium in competitive insurance markets : An essay on the economics of imperfect information’, *Quarterly Journal of Economics* **90**(4), 629–49.
- Schlesinger, H. (2000), *Handbook of Insurance*, Springer, Dordrecht, Dordrecht, chapter The Theory of Insurance Demand, pp. 131–151.
- Schwartz, B. (2005), *The paradox of choice : Why more is less*, Harper Collins Libri.

Szrek, H. and Baron, J. (2007), 'The value of choice in insurance purchasing', *Journal of Economic Psychology* **28**(5), 529–544.

Chapitre 4

L'effet des conditions de travail sur le recours aux arrêts maladie des salariés français

Ce chapitre est également lié à un travail de recherche en collaboration avec Nathalie Havet¹.

Résumé

Cette étude s'intéresse à l'impact des conditions de travail sur le recours aux arrêts maladie des salariés français. A partir de l'estimation de modèles à forme réduite sur les données de la vague 2017 de l'enquête *Surveillance médicale des expositions aux risques professionnels* (SUMER), enrichie de variables concernant les conditions d'indemnisation individuelles en cas d'absence, nous examinons les liens entre les conditions de travail pénibles d'une part, et les arrêts maladie et l'état de santé des salariés d'autre part, dans le cadre d'une approche multifactorielle. Tout d'abord, nos résultats révèlent l'existence de disparités dans les comportements d'arrêts maladie et l'état de santé général entre les travailleurs exposés à certains facteurs de pénibilité et ceux qui ne le sont pas. En particulier, nous montrons que l'exposition aux risques psychosociaux se démarque des autres facteurs avec des effets néfastes plus nombreux et plus marqués sur la santé des salariés à court terme. Par ailleurs, cette étude souligne l'importance d'une approche multidimensionnelle pour étudier cette problématique, ainsi que la pertinence du recours à des *modèles de régression bivariée généralisée* pour distinguer l'état de santé et les comportements d'absence des salariés.

Mots-clés : Arrêts maladie ; conditions de travail ; conditions d'indemnisation ; régression bivariée généralisée

1. Université Claude Bernard Lyon 1, Laboratoire SAF, Lyon, France.

4.1 Introduction

La pénibilité au travail, tant physique que psychologique, est de façon récurrente au centre du débat public. En France, elle a par exemple été au cœur des réformes successives des retraites (loi de novembre 2010 et de janvier 2014) et reste très prégnante dans les réflexions actuelles sur le vieillissement de la population active ou sur les inégalités sociales de santé, au vu notamment du différentiel d'espérance de vie entre les différentes catégories socioprofessionnelles. Cette prise de conscience s'est traduite, au niveau opérationnel, par la mise en place de *Plans de Santé au Travail*, à partir de 2005, ayant pour axes stratégiques la promotion de la qualité de vie au travail et une politique de prévention qui anticipe les risques professionnels plutôt qu'une vision essentiellement réparatrice *ex-post*. Ces actions publiques ont été longtemps justifiées par la volonté d'une meilleure gestion des fins de carrière. Elles devaient en effet prévenir l'usure professionnelle prématurée liée aux conditions de travail pénibles et ainsi limiter les retraits précoces du marché du travail et remplir l'objectif politique clé d'augmenter le taux d'activité des seniors.

Au-delà des problématiques de long terme de fins de carrière, il est également indispensable de s'interroger sur les conséquences à plus court terme des expositions à la pénibilité sur les comportements d'activité des salariés. L'augmentation continue du montant total des indemnités journalières de maladie versées par le système public d'assurance maladie constitue en effet une source de préoccupation constante en France comme dans d'autres pays européens. Au cours seulement de la dernière décennie (2010-2019), les dépenses nationales d'indemnités journalières maladie ont connu une croissance globale de 28% pour atteindre 8,8 milliards d'euros en 2019. En outre, les arrêts de travail y étant associés occasionnent d'importantes pertes de productivité aux entreprises [Allen (1983); Zhang et al. (2017); Grinza and Rycx (2020)]. Certes, la lutte contre l'absentéisme, c'est-à-dire contre les arrêts de travail abusifs, via un renforcement des contrôles effectués par le service médical de l'Assurance maladie est une réponse pour contracter une partie du volume des indemnités journalières, mais elle semble une solution largement insuffisante. Une véritable maîtrise de ces dépenses ne pourra se faire qu'en jouant sur les causes récurrentes de la dégradation de la santé des salariés, dont font partie les conditions de travail selon la littérature médicale.

C'est pourquoi, le but de ce chapitre est d'évaluer comment les expositions aux facteurs de pénibilité dans l'environnement professionnel influencent à court terme le recours des salariés aux arrêts maladie. Or, la relation entre les deux n'est pas forcément directe et univoque car il existe plusieurs mécanismes sous-jacents par lesquels la pénibilité au travail peut avoir un effet sur l'absence pour maladie. Le plus intuitif est que l'exposition à de mauvaises conditions de travail, en dégradant l'état de santé des salariés, accroît les risques de recours aux arrêts maladie [Case and Deaton (2005)]. Mais, si les mauvaises conditions de travail donnent lieu à

des suppléments de salaire compensateurs (au sens de la théorie hédonique des salaires à la [Rosen \(1974\)](#)), les salariés pourraient être moins enclins à s'absenter, car ils seraient davantage incités à l'effort et subiraient des pertes financières plus importantes en cas d'arrêt. De même, la générosité des indemnisations auxquelles le salarié peut prétendre intervient aussi dans l'arbitrage individuel. Or, le niveau de couverture est établi pour de nombreux salariés français par les conventions collectives, dont les négociations ont souvent tenu compte des conditions de travail pour attribuer des taux de remplacement plus avantageux à certaines professions. Ainsi, même si l'impact des conditions de travail difficiles sur la santé est aujourd'hui indiscutable, la question de leur influence sur les arrêts maladie reste à trancher empiriquement.

Toutefois, la quantification des effets propres des conditions de travail reste délicate. La décision de s'absenter est multifactorielle et les liens entre arrêts maladie, conditions de travail et santé sont complexes. S'ajoute le problème de disponibilité de sources de données adaptées, c'est-à-dire qui renseignent non seulement des mesures fiables des expositions aux facteurs de pénibilité des salariés et de leur état de santé, mais aussi les caractéristiques des emplois et les conditions d'indemnisation en cas d'arrêt maladie. Une telle collecte étant en général trop exigeante, les précédentes études empiriques s'intéressant aux associations entre conditions de travail et arrêts maladie ont été contraintes d'omettre certaines dimensions et sont donc à prendre avec précaution. En particulier, les travaux issus de la littérature médicale ont peu tenu compte des désincitations purement économiques (niveau de salaire, perte de rémunération en cas d'absence, risque de perdre son emploi ou de moindre promotion interne) qui peuvent jouer dans la prise de décision de s'absenter et en ce sens se sont focalisés sur *l'absentéisme involontaire*, c'est-à-dire lié à la survenance d'une maladie et à l'incapacité à travailler qu'elle génère [[Allebeck and Mastekaasa \(2004\)](#)]. A l'inverse, la majorité des études économiques a alloué un rôle très secondaire à la dégradation de l'état de santé et se sont centrées sur *l'absentéisme volontaire*, considéré comme le résultat d'un choix individuel et rationnel, motivé par la volonté de travailler moins [[Allen \(1981b\)](#); [Brown and Sessions \(1996\)](#); [Barmby et al. \(1994\)](#)]. Leur objectif était davantage de comprendre en quoi les politiques de rémunération et les designs des systèmes d'indemnisation pouvaient constituer des leviers de réduction des arrêts maladie, plutôt que d'identifier les risques professionnels sur lesquels renforcer prioritairement la prévention. Conscients du fait que négliger une des deux dimensions de l'absentéisme (volontaire ou involontaire) et omettre des déterminants pouvaient occasionner des biais, un certain nombre d'études se sont limitées à des sous-populations particulières (salariés d'une même entreprise, ou d'une même profession, ou d'une même catégorie socio-professionnelle, ou encore exposés à certains risques spécifiques) [[Afsa and Givord \(2014\)](#); [Laaksonen et al. \(2010\)](#); [Head et al. \(2006\)](#); [Vahtera et al. \(2000\)](#), [Voss et al. \(2001\)](#)], à partir desquelles il était plus crédible de supposer que les individus avaient des états de santé, ou des niveaux de salaire et d'indemnisations en cas d'absence équivalents lorsque ces éléments

ne pouvaient être intégrés.

Notre étude présente ainsi l'originalité d'être une analyse en population générale, grâce à un échantillon représentatif de salariés du secteur privé en France, issu de la vague 2017 de l'enquête *Surveillance médicale des expositions aux risques professionnels* (SUMER). Elle propose des modèles à formes réduites qui permettent d'établir les liens entre d'une part diverses conditions de travail pénibles et d'autre part les arrêts de travail pour maladie et l'état de santé des salariés, tout en tenant compte des potentielles incitations financières liées aux différents niveaux de générosité des indemnisations auxquelles ils sont soumis. Elle complète et actualise les rares études françaises sur la question [Afsa and Givord (2009) ; Niedhammer et al. (2013) ; Afsa and Givord (2014)], qui ne combinaient pas l'ensemble de ces dimensions.

Un des atouts de l'enquête SUMER, dont les questionnaires sont administrés par des médecins du travail, est qu'elle recueille des informations détaillées et objectivées sur les expositions des salariés à différents facteurs de pénibilité, tels que les contraintes physiques marquées (manutention répétée de charges lourdes, postures pénibles, vibrations mécaniques), un environnement physique agressif (nuisances sonores, expositions à des agents cancérigènes, mutagènes ou reprotoxiques (CMR)), à des rythmes de travail atypiques (travail de nuit régulier, travail posté, travail répétitif) et à des contraintes psychosociales (forte demande psychologique, faible latitude décisionnelle et faible soutien social). Il va donc être possible de comparer leur importance relative sur les arrêts maladie, tout en contrôlant des situations fréquentes de cumul [Havet, Huguet and Tonietta (2017) ; Algava (2014) ; Rouxel (2009)]. Un autre avantage de l'utilisation de l'enquête SUMER est de pouvoir tenir compte dans nos analyses que les salariés n'ont pas le même état de santé général, puisqu'une variable d'état de santé auto-déclaré est disponible. Toutefois, comme nous aurions été confrontés à un problème d'endogénéité si nous l'avions intégré directement comme déterminant des arrêts maladie, nous avons opté pour un système d'équations simultanées où les interdépendances entre état de santé perçu et absentéisme sont prises en compte via une structure de dépendance entre leurs termes d'erreur. L'utilisation de modèles bivariés va permettre certes de contrôler l'hétérogénéité individuelle inobservée qui influence conjointement l'état de santé et les absences, mais aussi de savoir si les expositions aux risques professionnels jouent de la même façon sur ces deux indicateurs de santé, l'un étant moins a priori affecté par des considérations économiques. Plus précisément, nos variables dépendantes (état de santé et prise d'arrêts maladie) étant catégorielles, nous avons recours à un *modèle de régression ordonnée bivariée généralisée* [Hernández-Alava and Pudney (2016)], qui permet, via une approche par copule, de mettre en concurrence plusieurs lois jointes pour les termes d'erreur dont la structure de dépendance diffère, et d'obtenir ainsi des résultats plus robustes [Trivedi and Zimmer (2007) ; Hernández-Alava and Pudney (2016)]. Toutefois, un des inconvénients de l'enquête SUMER est qu'elle ne renseigne ni le schéma de compensations salariales auxquelles aurait droit chaque salarié en cas d'absence, ni ne donne

d'indication sur la protection sociale complémentaire de branche ou d'entreprise. C'est pourquoi, nous avons enrichi la base SUMER de variables pouvant refléter le niveau individuel d'indemnisation en cas d'absence après un important travail d'analyse fine des conventions collectives et accords de branches et d'appariement au niveau le plus désagrégé possible des secteurs d'activité. En en tenant compte, nous limiterons les biais potentiels d'omission pouvant entacher nos résultats sur les conditions de travail et nous pourrons vérifier si une partie des décisions d'arrêt maladie est compatible avec un phénomène d'aléa moral, prédisant notamment une corrélation positive entre générosité des indemnisations et recours aux arrêts maladie.

A partir de la vague 2017 de la base de données SUMER, enrichie de variables concernant le niveau d'indemnisation des salariés en cas d'absence, notre approche empirique révèle tout d'abord que l'état de santé et le recours aux arrêts maladie ne sont pas nécessairement régis par les mêmes déterminants, soulignant ainsi le fait que la dimension médicale n'est pas la seule composante à l'origine de la décision de s'absenter des salariés, mais que d'autres facteurs telles la satisfaction au travail ou des considérations économiques entrent en ligne de compte. Par ailleurs, sur ce dernier point, nos résultats mettent en évidence que la relation entre les conditions d'indemnisation et le recours aux arrêts maladie n'est pas aussi simple que celle prédite par la théorie économique et, en particulier, concernant l'existence d'un effet d'aléa moral. Une fois contrôlés des différences de caractéristiques individuelles, d'emploi et de compensations salariales, les résultats montrent des disparités en termes d'absence pour raison de maladie selon l'exposition ou non des salariés à certains facteurs de pénibilité. L'exposition au port répété de charges lourdes induit un état de santé altéré mais ne semble pas être associée à davantage d'arrêts maladie, à l'inverse de l'exposition aux postures pénibles qui se traduit par plus d'épisodes d'arrêts maladie au cours de l'année, sans pour autant impacter l'état de santé général ressenti. Enfin, nos résultats soulignent l'effet majeur de l'exposition aux risques psychosociaux qui influence à la fois l'état de santé ressenti à court terme, la fréquence et la durée des arrêts maladie des salariés, et dont l'ampleur est plus marquée que pour l'ensemble des autres facteurs considérés.

Le reste du chapitre est organisé comme suit. La section 4.2 propose une brève revue des principaux mécanismes évoqués dans la littérature concernant l'effet des conditions de travail difficiles sur les comportements de recours aux arrêts maladie des salariés. Nous présentons ensuite les données qui ont été utilisées (section 4.3) ainsi que la stratégie empirique mise en œuvre (section 4.4). La section 4.5 présente les résultats de nos estimations. La section 4.6 conclut.

4.2 Conditions de travail, santé et arrêts maladie : une revue de la littérature théorique

Selon [Treble \(1990\)](#), les premiers travaux analysant de façon sérieuse les déterminants individuels de l'absentéisme sont à accorder à [Vernon and Bedford \(1928\)](#) et [Vernon et al. \(1931\)](#), qui ont étudié, à partir de données microéconomiques de mineurs de charbon britanniques sur la période 1920-1930, la relation entre les arrêts maladie et les conditions de travail (la profondeur et la largeur des galeries des mines, la température et humidité ambiantes ainsi que la ventilation). En particulier, ils ont mis en évidence l'influence de la température et de l'humidité sur les recours aux arrêts maladie. Bien que ces deux rapports, publiés par le *Medical Research Council* de Londres, présentent diverses lacunes, ils ont aussi permis de souligner que des variables plus économiques telles que le niveau de rémunération et l'existence d'un système de protection sociale en cas de maladie avaient une influence significative sur l'absentéisme. Il peut alors paraître surprenant que les recherches postérieures ne s'en soient pas inspirées et n'aient intégré l'ensemble de ces dimensions dans leur analyse de l'absentéisme. En particulier, les travaux en épidémiologie et en ergonomie appliquée ont abondamment documenté le lien entre conditions de travail et état de santé ou absence pour maladie [[Allebeck and Mastekaasa \(2004\)](#)], mais sans tenir compte en général des considérations financières pouvant entrer en jeu. À l'inverse, la littérature économique a longtemps porté peu d'intérêt au phénomène d'absence pour maladie en tant que tel et encore moins au rôle des conditions de travail.

D'un point de vue théorique, les approches économiques les plus souvent utilisées pour analyser l'absentéisme au travail ont pris comme point de départ soit le cadre néoclassique d'offre de travail individuelle [[Allen \(1981b\)](#); [Brown and Sessions \(1996\)](#)], soit le modèle du "tir au flanc" (*shirking model*) développé par [Shapiro and Stiglitz \(1984\)](#) [[Barmby et al. \(1994\)](#)]. La première approche se fonde sur des modèles standard d'arbitrage entre loisir et travail, dans lesquels les salariés ont une propension d'autant plus forte à être absent qu'il existe un écart important entre les heures de travail imposées contractuellement par l'employeur et le volume horaire désiré (c'est-à-dire le volume horaire maximisant leur utilité sous contrainte budgétaire). La deuxième considère également que l'absence est le résultat d'une volonté de travailler moins, mais se traduisant par un phénomène d'aléa moral : elle postule une relation du type principal-agent en raison de l'asymétrie d'information entre, d'une part les salariés qui cherchent à minimiser leur effort et, d'autre part, l'employeur qui ne peut observer précisément leur état de santé réel et donc connaître avec certitude le bien-fondé des arrêts maladie pris. Ces modèles théoriques avaient principalement pour objet de mieux comprendre les incitations possibles pour réduire les absences au travail, via notamment les règles d'indemnisation aux arrêts maladie, les politiques de rémunération [[Allen \(1981a\)](#)] ou les contrôles des états de santé et l'introduction de pénalités en cas d'absence injustifiée (monétaires ou en termes de carrière avec une moindre chance d'être promu ou une probabilité plus élevée d'être licencié)

[Balchin and Wooden (1995)]. La faiblesse de cette littérature économique est donc qu'elle a eu tendance à ignorer l'état de santé des salariés dans les modélisations, et sa potentielle dégradation occasionnée par des conditions de travail pénibles². D'ailleurs, Afsa and Givord (2009) soulignent qu'il a longtemps été considéré que la pénibilité du travail n'avait pas à être prise en compte dans une approche économique de l'absentéisme puisque "le sort des conditions de travail pénibles était réglé par la théorie des différences compensatrices [Rosen (1974)]". L'argument était que, comme la pénibilité est compensée par des suppléments de salaire - afin de maintenir constant l'utilité du salarié - , elle ne devrait pas jouer sur les comportements d'activité des salariés et en particulier sur l'absentéisme choisi qui est étudié.

Or, en adoptant une vision plus large de l'absentéisme, comme celle proposée par Steers and Rhodes (1978), qui ont essayé de recenser et synthétiser les principales causes avancées en sciences sociales, il semble irréaliste de modéliser les décisions d'absence sans tenir compte de l'état de santé et des conditions de travail. En effet, selon eux, l'absentéisme pour raison de maladie a deux origines principales : *l'incapacité à être présent*, qui dépend principalement de l'état de santé et la survenue de maladie, et *le manque de motivation* qui dépend de la satisfaction au travail, mais aussi des contraintes ou pressions qui peuvent être de nature sociale (normes sociales des absences jugées "acceptables" [Chadwick-Jones et al. (1982)]), économique (considérations financières) ou psychologique (théories du stress développées par exemple par Karasek (1979) ou Karasek and Theorell (1990)). Or, les conditions de travail pénibles, comme les caractéristiques individuelles des salariés, peuvent jouer sur ces deux éléments. Elles peuvent d'une part accroître l'incapacité à être présent en dégradant l'état de santé et d'autre part diminuer la motivation à être présent, les salariés pouvant être plus sensibles aux caractéristiques non monétaires de leur emploi.

Case and Deaton (2005) sont parmi les premiers à prendre en compte simultanément les dimensions travail et santé dans un modèle théorique économique. Pour ce faire, ils ont renoncé aux deux approches usuelles et ont adapté le modèle de Grossman (1972), dans lequel l'état de santé est considéré comme un capital dont l'individu tente de ralentir la détérioration. Selon leur modélisation, la pénibilité du travail a un impact sur le taux auquel le capital santé se déprécie avec l'âge. Ainsi, les salariés ayant un état de santé global dégradé ou souhaitant éviter cette dégradation, auront tendance à être plus souvent absents de manière à préserver leur capital santé. Des conditions de travail pénibles seraient alors associées à davantage de recours aux arrêts maladie. Afsa and Givord (2009) et Afsa and Givord (2014) complexifient ce modèle pour intégrer dans les décisions d'absence non seulement le taux d'indemnisation des arrêts maladie mais aussi un taux de salaire qui dépend de la pénibilité au travail. En effet,

2. Seulement quelques travaux dont celui de Barmby et al. (1994) prennent en compte la santé dans leurs modèles, en faisant l'hypothèse que l'état de santé général des salariés agit sur les préférences individuelles entre loisir et travail. En particulier, un mauvais état de santé est supposé altérer le taux marginal de substitution en faveur du loisir.

dans cette généralisation, la pénibilité affecte toujours le taux de détérioration de l'état de santé, les mauvaises conditions de travail occasionnant une usure plus importante du capital santé, mais elle influence également le salaire perçu. Ils justifient cette dernière hypothèse par les réelles pratiques salariales des entreprises, qui consistent à accorder aux salariés soumis à des conditions de travail *a priori* défavorables des suppléments de rémunération sous la forme de primes spécifiques (prime de nuit, de salissure, etc.). Contrairement aux prédictions de [Case and Deaton \(2005\)](#), ils montrent que l'impact de la pénibilité sur les arrêts maladie n'est pas univoque puisqu'il résulte désormais de deux mécanismes opposés : un *effet revenu* désincitatif à l'absence, lié au fait qu'un environnement professionnel plus pénible offre une rémunération plus avantageuse ; et un *effet santé* incitatif à l'absence, lié au souhait de préserver son état de santé. Ainsi, selon ce modèle le plus complet, la question de l'effet des conditions de travail sur la prise d'arrêts maladie des salariés devient une question à trancher empiriquement. C'est ce que nous proposons de faire dans cette étude, en tenant bien compte à la fois du rôle des caractéristiques individuelles et d'emploi, des conditions d'indemnisation et de l'état de santé des travailleurs.

4.3 Les données

Nous utilisons l'édition la plus récente, 2017, de l'enquête nationale transversale périodique *Surveillance médicale des expositions aux risques professionnels* (SUMER 2017), coordonnée par la Direction de l'animation, de la recherche, des études et des statistiques (DARES) du ministère du Travail et la Direction générale du travail (inspection médicale du travail). L'enquête SUMER a été créée pour dresser un état des lieux des expositions des salariés aux principaux risques professionnels (contraintes physiques et organisationnelles, risques chimiques, biologiques et psychosociaux, etc.) en France [[Arnaudo et al. \(2012\)](#)]. Sa principale originalité est d'être administrée par des médecins du travail et de prévention volontaires, auprès d'un échantillon représentatif de salariés tirés au sort parmi ceux dont ils assurent la surveillance médicale. Les données de cette enquête sont collectées selon une procédure d'échantillonnage correspondant à un sondage à deux degrés : le premier celui des médecins (1 243 en 2017) et le second celui des salariés (33 600 en 2017). Au total, 26 500 salariés (79%) ont consenti à participer à l'enquête 2017³. Finalement, cette base de données contient à la fois une description fine des expositions individuelles aux risques professionnels, des informations sur les caractéristiques des salariés (âge, genre, nombre d'enfants, ancienneté, etc.), et celles de leur emploi (PCS, fonctions principales exercées, types de contrat, heures de travail, etc.) et de leur entreprise (taille de l'établissement, secteurs, etc.), ainsi que des indicateurs relatifs à l'état de santé général des salariés et à leur recours aux arrêts maladie.

3. Pour plus de détails sur l'enquête SUMER 2017, voir [Coutrot et al. \(2018\)](#).

Comme l'objectif principal de notre étude est d'évaluer l'impact des risques professionnels sur le recours aux arrêts maladie et leur durée, la section 4.3.1 présente les informations disponibles sur les arrêts de travail et la section 4.3.2 explique comment ont été identifiés les différents facteurs de pénibilité à partir des réponses de l'enquête. Toutefois, comme la littérature a mis en évidence qu'au-delà des caractéristiques individuelles et des conditions d'emploi et d'environnement au travail, le système de protection sociale pouvait être un déterminant important dans les décisions d'arrêt maladie, nous nous sommes confrontés au défi méthodologique d'enrichir la base SUMER de variables pouvant refléter le niveau individuel d'indemnisation en cas d'absence. Pour le relever, nous avons effectué une analyse fine des conventions collectives et accords de branche, régissant une partie des indemnités perçues par les salariés du secteur privé, comme le détaille la section 4.3.3. La section 4.3.4 présente les statistiques descriptives de notre échantillon final suite aux différentes restrictions imposées par l'appariement et les données manquantes.

4.3.1 Indicateurs de recours aux arrêts maladie

En France, seules les données issues de sources administratives telles que la base Hygie, qui combine les données de la Caisse d'assurance vieillesse (CNAV) et de la Caisse d'Assurance maladie des travailleurs salariés (CNAMTS)⁴ [Ben Halima et al. (2018), Ben Halima and Regaert (2013), Barnay et al. (2013), Ben Halima et al. (2011)] ou les déclarations sociales nominatives (DSN)⁵ permettent une description détaillée de chaque épisode individuel d'arrêt maladie, avec leurs dates précises de début et de fin et la possibilité d'un suivi longitudinal. Mais leur inconvénient majeur est qu'elles ne contiennent pas d'informations précises sur l'environnement au travail et les expositions à des risques professionnels. C'est pourquoi, nous avons privilégié des données d'enquête plus riches sur ces dimensions.

Comme la très grande majorité des enquêtes françaises, représentatives de l'ensemble de la population salariée et traitant de la question des arrêts maladies (ex : l'enquête *Protection sociale complémentaire d'entreprise (PSCE)*, utilisée par Pollak (2017) ; l'*Enquête sur la santé et la protection sociale (ESPS)*, utilisée par Grignon and Renaud (2007), ou encore l'enquête *Conditions de travail (CdT)*, mobilisée par Pollak and Ricroch (2017)), l'enquête SUMER ne reporte que de façon cumulée le nombre annuel de jours d'absence pour raisons de santé, sans distinguer les épisodes. Certes, elle renseigne en plus le nombre d'épisodes d'arrêts maladie de chaque salarié au cours des 12 derniers mois, mais sous la forme d'une variable catégorielle à 4 modalités (0 arrêt, 1 arrêt, 2 arrêts, 3 arrêts ou plus au cours de l'année écoulée), ce qui

4. Pour plus de détails sur la base Hygie, se référer au site de l'IRDES : <https://www.irdes.fr/recherche/parteneriats/hygie-systeme-d-information-sur-les-indemnitees-journalieres/presentation-de-la-base.html>

5. Les déclarations sociales nominatives, progressivement mises en place depuis 2017 et généralisées en 2019, remplacent les déclarations sociales demandées aux employeurs au titre de l'emploi de leurs salariés.

ne permet pas de raisonner en termes de durée moyenne des épisodes. Par conséquent, notre étude du recours aux arrêts maladie et de leurs durées a été réalisée à partir de deux variables catégorielles : celle dénombrant les épisodes d'arrêts maladie et une autre correspondant au nombre cumulé de jours d'absence pour raison de santé (hors maternité et accident du travail) au cours de l'année et comprenant 5 modalités (0 jour d'absence, 1 à 3 jours, 4 à 7 jours, 8 à 15 jours, 15 jours ou plus).

4.3.2 Identification des facteurs de pénibilité et des risques psychosociaux

L'enquête SUMER a été privilégiée en raison de la richesse et de la fiabilité des renseignements sur les conditions de travail. Les enquêtes PSCE, ESPS et CdT comportent les mêmes variables que l'enquête SUMER pour les arrêts maladie. Cependant, la première ne reporte aucune information sur la pénibilité du travail des salariés, la deuxième peu et dans la troisième, les informations sur les conditions de travail sont auto-déclarées, non objectivées et donc potentiellement moins précises que celles de l'enquête SUMER. En effet, l'expertise et les connaissances de terrain des médecins du travail administrant l'enquête SUMER assurent la fiabilité de l'information recueillie sur les risques professionnels des salariés sur leur lieu de travail. Les médecins évaluent la durée des expositions individuelles liées au poste de travail (ambiances et contraintes physiques, contraintes organisationnelles et relationnelles, agents biologiques ou produits chimiques) auxquelles ont été soumis les salariés durant leur dernière semaine travaillée. Ils s'appuient à la fois sur leurs connaissances des procédés de travail spécifiques au poste et à l'entreprise, et sur les déclarations du salarié lors de la visite médicale. En cas de doute, le médecin a pu réaliser une visite du poste de travail.

Pour caractériser les mauvaises conditions de travail, nous avons retenu les principaux facteurs de pénibilité professionnelle recensés dans la réforme des retraites de 2010 et repérables dans l'enquête SUMER, à savoir :

- *des contraintes physiques marquées* : manutention de charges lourdes, postures pénibles, vibrations mécaniques ;
- *des facteurs constituant un environnement physique agressif* : nuisances sonores, expositions aux produits chimiques cancérigènes, mutagènes ou reprotoxiques (CMR) ;
- *certaines rythmes de travail* : travail de nuit régulier, travail en équipes successives alternantes (travail posté : 3*8, 2*12, ...), travail répétitif ;

auxquels nous avons rajouté deux variables relatives aux risques psychosociaux, puisqu'ils peuvent être à l'origine d'un état de santé dégradé et d'arrêts de travail [Böckerman and Ilmakunnas (2008), Niedhammer et al. (2013), Lesuffleur et al. (2014), Niedhammer et al. (2017)] :

- être en situation de "job-strain" ou de "tension au travail" qui est la combinaison d'une faible latitude décisionnelle au travail et d'une forte demande psychologique,
- être en situation "d'isotrain" qui est la combinaison d'une situation de tension au travail et d'un faible soutien professionnel ou émotionnel, de la part des supérieurs ou des collègues.

Plus précisément, le risque que l'exposition d'un travailleur à une contrainte physique marquée, à des nuisances sonores ou à des agents CMR, se manifeste finalement par un effet néfaste sur sa santé dépend, entre autres, de la durée de l'exposition : plus l'exposition est longue, plus le risque est élevé. Cependant, il est impossible de fixer un seuil de durée d'exposition en dessous duquel le risque pour la santé serait négligeable. Nous avons considéré ici des seuils - définissables avec les données de l'enquête SUMER - au-dessus desquels l'exposition peut être qualifiée de « pénible » en raison d'une pathogénicité significativement accrue lorsque ces seuils sont dépassés. Les seuils choisis, similaires à ceux des études précédentes [[Havet et al. \(2020\)](#), [Havet, Huguet and Tonietta \(2017\)](#), [Rivalin and Sandret \(2014\)](#), [Arnaudo et al. \(2006\)](#)], ne sont pas particulièrement restrictifs, mais néanmoins pertinents en termes de prévention⁶. Ils sont de 10h/semaine pour la manutention de charges lourdes, les expositions à un bruit supérieur à 85 décibels ou à des vibrations créées par des installations fixes et de 2h/semaine pour les contraintes posturales, les expositions aux vibrations transmises aux membres supérieurs et aux bruits comportant des chocs et des impulsions. Concernant l'exposition aux produits CMR, parmi les 89 produits ou familles de produits chimiques répertoriés dans l'enquête, 29 ont été identifiés comme CMR : il s'agit des agents reconnus cancérigènes ou probablement cancérigènes ou mutagènes pour l'Homme selon le Centre International de recherche sur le cancer (groupes 1 et 2A) ou avérés, présumés ou suspectés CMR pour l'Homme selon la classification réglementaire européenne (catégories 1 et 2 en vigueur en 2017) [[Havet, Penot, Morelle, Perrier, Charbotel and Fervers \(2017\)](#)]⁷. Pour les agents CMR, toutes les expositions, même ponctuelles (c-à-d. d'une durée inférieure à 2h/semaine) ont été considérées.

Pour les expositions à des rythmes de travail atypiques, certains seuils ont aussi été retenus, notamment pour le travail de nuit. Dans l'enquête SUMER, il est considéré qu'une personne travaille la nuit dès lors qu'elle déclare que sa période de travail se situe, même occasionnellement, dans la tranche de minuit à 5 heures du matin, ce qui est plus restrictif que la définition

6. Les seuils de pénibilité retenus sont sans rapport avec ceux du décret du 9 octobre 2014 relatif à l'acquisition et à l'utilisation des points acquis au titre du compte personnel de prévention de la pénibilité, car ces derniers renvoient dans certains cas à des grandeurs non décrites par l'enquête SUMER et que le décret privilégie la mesure des expositions sur une année alors que l'enquête SUMER les repère sur la dernière semaine travaillée.

7. Pour la liste des produits retenus, se référer à [Havet, Penot, Morelle, Perrier, Charbotel and Fervers \(2017\)](#). Par rapport à leur liste effectuée sur l'édition 2010, une catégorie pour les pesticides considérés comme cancérigènes a été rajoutée dans l'édition 2017 et a donc été prise en compte dans notre étude.

juridique⁸. Comme de précédentes études sur données françaises [Havet, Huguet and Tonietta (2017); Rivalin and Sandret (2014); Guignon et al. (2008)], nous avons considéré que le travail de nuit est régulier si le salarié a travaillé plus de 50 nuits par an et avons retenu le travail de nuit régulier comme facteur de pénibilité dans nos analyses. Le travail répétitif est quant à lui défini, dans l'enquête SUMER, comme "la répétition d'un même geste ou d'une même série de gestes à une cadence élevée, plus de 10h/semaine"⁹.

Nos deux variables de risques psychosociaux ont été construites à partir du questionnaire de Karasek (1979), internationalement utilisé, qui est intégré dans l'enquête SUMER¹⁰ et qui évalue trois dimensions de l'environnement psychosocial au travail : la demande psychologique, la latitude décisionnelle et le soutien social. Il comporte 26 questions, dont 9 pour la demande psychologique qui comprend l'aspect quantité-rapidité (exemple : "mon travail demande de travailler très vite"), l'aspect intensité-complexité (exemple : "mon travail me demande de travailler intensément", "je reçois des ordres contradictoires de la part d'autres personnes") et l'aspect morcellement-prévisibilité (exemple : "mon travail est très bousculé", "mes tâches sont souvent interrompues avant d'être achevées, nécessitant de les reprendre plus tard"), 9 pour la latitude décisionnelle qui comprend les marges de manœuvre (exemple : "mon travail me permet de prendre souvent des décisions moi-même"), l'utilisation et le développement de compétences (exemple : "dans mon travail, je dois apprendre de nouvelles choses"), et 8 pour le soutien social de la part des collègues et des supérieurs (exemple : "mon supérieur m'aide à mener ma tâche à bien", "les collègues avec qui je travaille sont des gens professionnellement compétents")¹¹. Les réponses proposées pour chaque question sont : "pas du tout d'accord", "pas d'accord", "d'accord", "tout à fait d'accord", ce qui permet de les coder de 1 à 4 et de calculer un score pour chacune de ces dimensions. En suivant les recommandations de Karasek (1979), Guignon et al. (2008), ou encore Amira and Ast (2014), un salarié a été considéré comme exposé à une situation de *job strain* si son score de latitude décisionnelle est inférieur à la médiane de l'échantillon et si son score de demande psychologique est supérieur à la médiane. Un salarié a été considéré en situation d'*isostrain* s'il est sujet à une situation de *job strain* et qu'il a un score de soutien social inférieur à la médiane.

8. Selon le Code du travail (article L. 3122-29), la période de travail de nuit est définie comme la plage horaire entre 21 heures et 6 heures du matin, mais elle peut être modifiée dans certaines limites par convention collective ou accord avec les partenaires sociaux. Néanmoins, la tranche de minuit à 5 heures du matin est obligatoirement considérée comme travail de nuit, les physiologistes la décrivant comme une période pendant laquelle l'organisme fonctionne en état de moindre résistance.

9. Cette définition fait référence à la notion de cadence élevée, et est relativement proche de celle du Code du travail (article L. 416-1) qui stipule que "le travail répétitif est caractérisé par la réalisation de travaux impliquant l'exécution de mouvements répétés, sollicitant tout ou partie du membre supérieur, à une fréquence élevée et sous cadence contrainte".

10. Depuis 2003, l'enquête SUMER, s'est dotée d'un auto-questionnaire que le salarié remplit seul concernant son vécu de sa situation au travail et qui reprend les questions de Karasek (1979), permettant d'appréhender la tension au travail (*job strain*) et la forte charge psychologique (*iso strain*).

11. Pour l'intégralité du questionnaire Karasek inclus dans l'enquête SUMER, se reporter à l'Annexe 4.7.1

Enfin, l'enquête SUMER présente l'avantage de questionner les salariés sur leur état de santé général. Ainsi, nous disposons d'une variable catégorielle d'état de santé auto-évalué, comprenant quatre modalités (Très bon, Bon, Moyen, Mauvais).

4.3.3 L'enquête SUMER enrichie d'indicateurs d'indemnisation des arrêts maladie

Même si l'enquête SUMER permet d'avoir des informations précises sur les caractéristiques liées à l'emploi (ex : type de contrat, fonction principale exercée, PCS, secteur d'activité), et notamment sur les conditions de travail, l'interprétation de leurs effets sur les arrêts maladie pourrait se révéler délicate dans la mesure où elles sont également des indicateurs du niveau d'indemnisation individuelle [Pollak (2017)]. En effet, en France, le système de couverture des arrêts maladie repose, pour le secteur privé, sur une architecture d'indemnisation à trois niveaux. Le premier, qui correspond à la couverture de base de la Sécurité Sociale, prévoit le versement d'indemnités journalières (IJ) à hauteur de 50% du salaire de base¹² à partir du 4ème jour d'arrêt maladie. Le deuxième niveau, qui correspond à la couverture complémentaire obligatoire prévue par la loi de mensualisation, impose aux employeurs de compléter le montant des IJ versées par la Sécurité Sociale à partir du 8ème jour d'arrêt, pour tout salarié ayant plus d'un an d'ancienneté, pour atteindre un taux de remplacement de 90% puis de 67%¹³. Enfin, le troisième niveau correspond à une couverture complémentaire conventionnelle d'entreprise, relevant de la négociation et prévoyance collective, matérialisées dans les accords de branche ou d'entreprise. Cette couverture complémentaire permet à certains salariés de bénéficier de niveaux d'indemnisation supérieurs à ceux prévus par la loi (c-à-d par le système de base de la Sécurité Sociale et la loi de mensualisation). Par exemple, environ deux tiers des salariés du secteur privé bénéficient d'une indemnisation partielle ou totale lors de leurs 3 premiers jours d'arrêt grâce à leur prévoyance d'entreprise [Perronnin et al. (2012)]. Toutefois, la générosité de cette indemnisation complémentaire est très variable selon la *convention collective*¹⁴ dont dépend l'employeur et peut même différer au sein d'une même convention ou d'une même branche selon la PCS du salarié et de son ancienneté. Négociée historiquement sur une base corporatiste, elle a souvent tenu compte des conditions de travail pour attribuer des avantages particuliers à certaines professions.

12. Dans la limite d'un plafond et sous conditions d'un niveau de cotisation minimal.

13. La période d'indemnisation à 90% et à 67% est variable pour chaque tranche de 5 ans d'ancienneté. Un salarié avec moins de 5 ans d'ancienneté, perçoit 90% de son salaire de base pendant 30 jours et 67% pendant les 30 jours suivants. Les durées d'indemnisation augmentent de 10 jours par période entière de 5 ans d'ancienneté en plus de la durée d'une année requise, sans que chacune d'elle ne puisse dépasser 90 jours. Ainsi, un salarié qui a une ancienneté entre 5 et 10 ans, est indemnisé à 90% pendant 40 jours et à 67% pendant les 40 suivants.

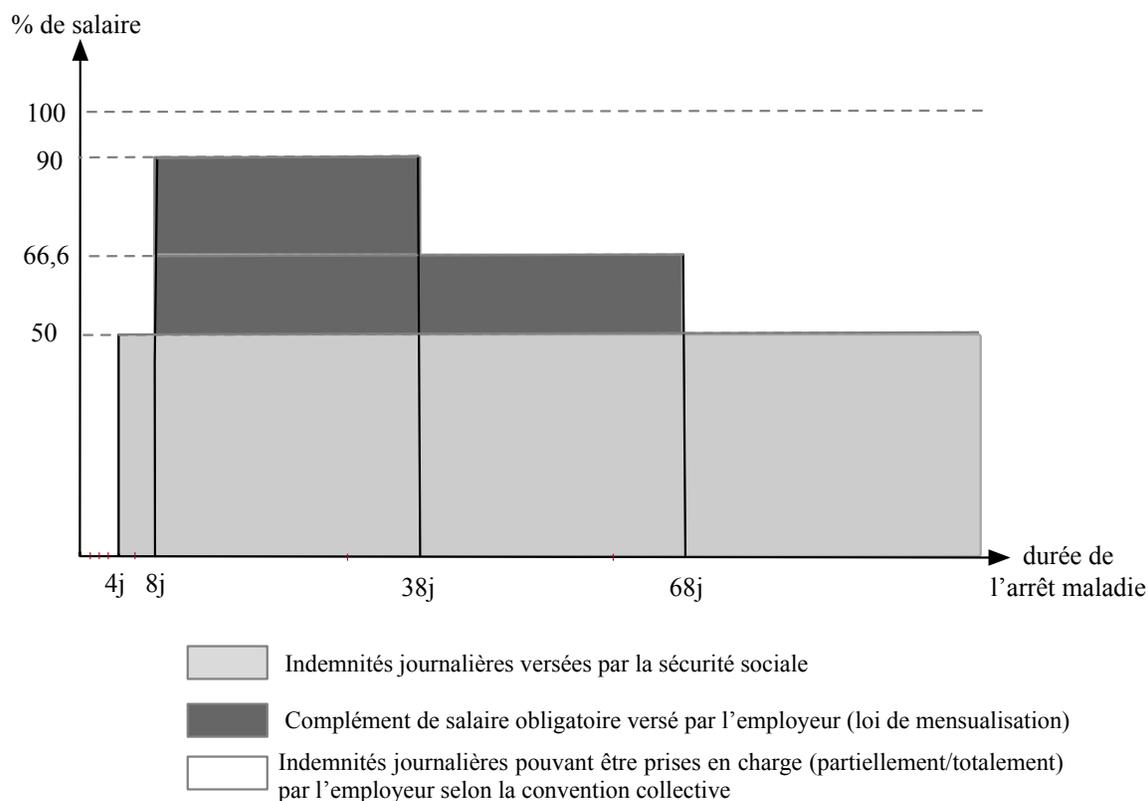
14. En plus des conditions prévues dans la convention collective, les entreprises peuvent également souscrire des contrats de prévoyance complémentaire de leur propre initiative incluant des dispositions supplémentaires. Cet élément n'est pas traité dans cette étude, faute de données adéquates.

Ainsi, les précédents travaux voulant mesurer l'effet des conditions de travail sur les arrêts maladie sans disposer d'informations sur le niveau de couverture [Inan (2013), Afsa and Givord (2014)] se sont focalisés sur des sous-populations plus homogènes pour s'affranchir d'une partie du biais lié à l'omission de variables d'indemnisation. Dans cette étude, en population générale et souhaitant pouvoir obtenir des conclusions généralisables sur l'ensemble des salariés du secteur privé, nous avons préféré enrichir la base de l'enquête SUMER sur cette dimension.

Nous inspirant de Ben Halima et al. (2018), nous avons construit, grâce à l'analyse fine des conventions collectives, des indicateurs approximant le niveau réel d'indemnisation de chaque salarié en cas d'arrêt de travail pour différentes durées clés. Afin de tenir compte des variations des obligations légales de prise en charge (figure 11), nous nous sommes concentrés non seulement sur les taux de remplacement à 1, 2 et 3 jours d'arrêt afin de capter si le salarié était vraiment sujet à un délai de carence, mais aussi aux taux de couverture à 6, 30 et 60 jours, durées pour lesquelles l'indemnisation minimale légale est respectivement de 50%, 90% et 66,6% du salaire de base. Pour chacune de ces durées et chaque convention collective, nous avons examiné si les salariés y étant assujettis bénéficiaient de la prise en charge minimale, d'une indemnisation partielle (ex : entre 1% et 99% à 3 jours, entre 50% et 99% du salaire à 6 jours ou entre 67% et 99% à 60 jours) ou d'un maintien intégral de leur salaire (indemnisation à 100%) et avons défini 9 profils d'indemnisation¹⁵, qui seront utilisés comme variables de contrôle dans nos modélisations :

- Indemnisation minimale légale à toutes les durées clés (profil 1) ;
- Indemnisation à 100% pour toutes les durées clés (profil 2) ;
- Indemnisation à 100% après 2 ou 3 jours de carence pour l'ensemble des durées postérieures (profil 3) ;
- Indemnisation minimale légale sauf au 60ème jour d'absence (indemnisation partielle majoritairement 90%) (profil 4) ;
- Indemnisation nulle pendant le délai de carence, puis à 100% au 6ème et 30ème jour d'absence et inférieure à 100% au 60ème jour (profil 5) ;
- Indemnisation dès le premier jour d'absence (sans délai de carence) mais pas à 100% (profil 6) ;
- Indemnisation à 100% pour toutes les durées sauf au 60ème jour (indemnisation minimale ou partielle) (profil 7) ;
- Indemnisation légale minimale jusqu'à 8ème jour mais prise en charge totale au 30ème jour (profil 8) ;
- Autres profils d'indemnisation (carence de 3 jours, prédominance d'indemnisation partielle et minimale) (profil 9).

FIGURE 11 – Les trois niveaux de prise en charge des arrêts maladie des salariés du secteur privé



Note : Exemple d'articulation des différents niveaux d'indemnisation, dans le cas d'un salarié ayant entre 1 et moins de 5 ans d'ancienneté. Pour un salarié avec une ancienneté comprise entre 5 et 10 ans, les seuils de 38 et 68 jours passeraient respectivement à 48 et 88 jours.

Il est à noter que pour apparier aux salariés du secteur privé interrogés dans le cadre de l'enquête SUMER un de ces profils d'indemnisation, nous avons dû surmonter deux difficultés majeures. La première vient du fait qu'il n'existe aucun document synthétique répertoriant, pour l'ensemble des conventions collectives, les conditions d'indemnisation en cas d'arrêt maladie. Certes, les textes complets des conventions collectives sont disponibles sur le site gouvernemental *LégiFrance*¹⁶, mais leurs informations n'ont pas été formatées pour une utilisation statistique. Un important travail de recherche, de compilation et de transcription des textes a donc été nécessaire. Il a été d'autant plus exigeant que les différentes conventions collectives ne sont pas présentées de façon uniforme, qu'elles n'incluent pas toutes le même niveau de détails et que les textes de base ont souvent été amendés par des accords ultérieurs. Nous avons ainsi pris soin d'identifier les parties des conventions, de leurs avenants et annexes qui

15. Pour une description plus précise des profils d'indemnisation, se référer à l'Annexe 4.7.2.

16. <https://www.legifrance.gouv.fr>

se référaient au régime d'assurance-maladie et d'identifier les conditions d'indemnisation en vigueur en 2017 pour les différentes PCS et selon le niveau d'ancienneté.

Une fois ces informations codées et compilées dans une base de données harmonisée, la deuxième difficulté était de l'apparier avec la base SUMER, qui malheureusement ne renseigne pas la convention collective à laquelle dépend l'entreprise de chaque salarié¹⁷. Notre démarche a alors consisté à utiliser la table de passage 2017 entre les conventions collectives (code IDCC) et les secteurs d'activité (code APE) réalisée par la DARES à partir des déclarations annuelles de données sociales (DADS)¹⁸. Cette table reporte pour chaque secteur d'activité de la nomenclature en 732 postes, le pourcentage de salariés couverts par les différentes conventions collectives. Nous avons donc apparié chaque salarié de la base SUMER avec les informations de la convention collective majoritaire dans son secteur d'activité. Toutefois, quand cette convention collective majoritaire couvrait un trop faible pourcentage de salariés du secteur, nous n'avons pas effectué l'appariement et exclu les salariés correspondant de notre analyse (pour plus de détails, voir Annexe 4.7.3).

4.3.4 Description de l'échantillon et statistiques descriptives

Parmi les répondants de l'enquête SUMER 2017, ne sont gardés dans notre échantillon d'analyse que les individus travaillant dans le secteur privé en France métropolitaine et dont les informations sur les arrêts maladie, les expositions aux risques professionnels et l'état de santé général étaient complètes, et pour lesquels un profil d'indemnisation a pu être renseigné. Une restriction supplémentaire concernant l'ancienneté dans l'entreprise a été ajoutée. Les salariés avec moins d'un an d'ancienneté dans leur entreprise ont été exclus et ce pour deux raisons. Premièrement, seuls les salariés avec au moins un an d'ancienneté peuvent bénéficier de la couverture complémentaire d'entreprise (par la loi de mensualisation ou par convention collective). Deuxièmement, cette restriction permet de s'assurer de la pertinence des associations étudiées entre expositions aux risques professionnels et recours aux arrêts maladie. En effet, il est important de noter que les arrêts maladie sont définis à partir de la dernière année écoulée alors que la majorité des expositions aux facteurs de pénibilité (hormis le travail de nuit régulier) sont établies en fonction de la dernière semaine travaillée. La restriction appliquée permet ainsi de s'assurer que les arrêts maladie dénombrés correspondent à des événements que le salarié a connu au sein de l'entreprise pour laquelle ont été évalués les risques professionnels. Notre échantillon final est ainsi constitué de 12 112 salariés, dont les principales

17. Ni de l'absence de convention collective.

18. Cette table de passage est disponible sur le site : <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/dares-etudes-et-statistiques/tableaux-de-bord/les-portraits-statistiques-de-branches-professionnelles/les-portraits-statistiques-structurels/article/conventions-collectives-de-branche-fiches-statistiques>.

caractéristiques sont présentées dans le tableau 19.

TABLE 19 – Statistiques descriptives

<i>Caractéristiques individuelles</i>		<i>Expositions à des risques professionnels</i>	
Genre		Contraintes physiques marquées	44,15%
Femme	39,99%	Manutention de charges lourdes	6,35%
Homme	60,01%	Postures pénibles	41,05%
		Vibrations mécaniques	7,72%
Age		Environnement physique agressif	15,23%
Moins de 35 ans	26,40%	Nuisances sonores	8,76%
Entre 35 et 44 ans	29,66%	Exposition à des agents CMR	10,33%
Entre 45 et 54 ans	28,99%		
55 ans ou plus	14,94%	Rythmes de travail « atypiques »	20,24%
Vit en couple	75,05%	Travail de nuit régulier	7,27%
		Travail posté	14,78%
A des enfants		Travail répétitif	4,48%
de moins de 3 ans	13,69%	Contraintes psychosociales	22,76%
de 3 à 10 ans	29,08%	Job Strain	22,26%
Ancienneté		Iso-strain	14,16%
1 à 3 ans	14,84%		
3 à 10 ans	33,77%	Profils d'indemnisation	
>10 ans	51,39%	Profil 1 : indemnisation minimale légale	31,03%
Caractéristiques de l'emploi		Profil 2 : Indemnisation à 100%	32,83%
Temps complet	88,52%	Profil 3 : Indemnisation à 100% après 2-3 jours de carence	7,23%
		Profil 4 : Indemnisation minimale légale sauf au 60ème jour	5,14%
Travail le dimanche	35,22%	Profil 5 : Indemnisation nulle puis à 100%	6,80%
		Profil 6 : Indemnisation dès le 1er jour mais pas à 100%	2,73%
Statut de l'emploi		Profil7 : Indemnisation à 100% sauf au 60ème jour	4,66%
CDI	83,93%	Profil 8 : Indemnisation minimale légale puis à 100% au 30ème jour	5,12%
Apprenti, intérimaire, CDD	3,84%	Profil 9 : Autre	4,45%
Agents à statuts	12,24%		
PCS		Nombre d'épisodes d'arrêt maladie dans l'année écoulée	
Professions intermédiaires	25,26%	0 arrêt	66,40%
Cadres et Prof. intellectuelles	31,06%	1 arrêt	22,88%
Employés administratifs	10,21%	2 arrêts	7,40%
Employés de service	11,24%	3 arrêts ou plus	3,33%
Ouvriers qualifiés	17,59%	Nombre cumulé de jours d'absence dans l'année écoulée	
Ouvriers non qualifiés et agricoles	4,64%	0 jour d'absence	66,40%
		1 à 3 jours d'absence	10,21%
Fonction principale exercée		4 à 7 jours d'absence	8,74%
Production, fabrication, chantier	17,78%	8 à 15 jours d'absence	7,20%
Installation, réparation, maintenance	8,70%	15 jours ou plus	7,45%
Nettoyage, gardiennage, entretien	2,90%		
Manutention, magasinage, logistique	5,37%	Etat de santé auto-déclaré	
Secrétariat, saisie, accueil	7,15%	Très bon	19,66%
Gestion, comptabilité	7,64%	Bon	56,76%
Commercial, technico-commercial	16,79%	Moyen	18,34%
Etudes, R&D, méthodes, éducation	13,24%	Mauvais	2,25%
Soin des personnes	4,00%		
Autre	16,43%		
Caractéristiques de l'entreprise			
Taille de l'établissement			
1 à 9 salariés	16,95%		
10 à 49 salariés	24,74%		
50 à 249 salariés	21,86%		
250 à 499 salariés	8,79%		
500 salariés et plus	27,66%		
Secteurs			
Industrie	22,17%		
Construction	7,06%		
Tertiaire	70,77%		

Le tableau 19 met en évidence que malgré la déclinaison de Plans de Santé au travail depuis plusieurs décennies, les expositions des salariés français aux facteurs de pénibilité restent relativement importantes à l'heure d'aujourd'hui. Plus d'un salarié sur deux (64,7%) avec une ancienneté supérieure à 1 an étaient exposés, en 2017, à au moins un des risques professionnels étudiés. 44% des salariés étaient soumis à des contraintes physiques marquées, 15% à un environnement physique agressif, 20% occupaient des emplois avec des rythmes de travail atypiques et 23% étaient touchés par des contraintes psychosociales. Toutefois, seulement 2,3% déclaraient avoir un mauvais état de santé et 18,4% un état de santé moyen, les autres se considérant en bon ou très bon état de santé. D'ailleurs, deux tiers des salariés (66,4%) n'ont connu aucun arrêt maladie (hors accident du travail ou maternité) au cours des 12 derniers mois. Seulement 7,5% se sont absentés plus de 15 jours en cumulé pour maladie sur l'ensemble de l'année écoulée. En termes d'indemnisation, environ un tiers de salariés (32,8%) travaillaient dans un secteur offrant un maintien intégral du salaire pendant les 60 premiers jours d'absence, un deuxième tiers (31%) ne bénéficiaient que de l'indemnisation minimale légale durant toute cette durée d'absence alors que le tiers restant (36%) étaient couverts par des profils d'indemnisation intermédiaires.

En guise de premiers éléments pour investiguer les relations entre recours aux arrêts maladie et expositions aux risques professionnels, le tableau 20 reporte la proportion de salariés ayant connu au moins un arrêt maladie et le nombre moyen de jours d'absence pour ceux ayant connu un arrêt, en fonction de leur exposition ou non aux différents facteurs de pénibilité. Globalement, il ressort que les salariés exposés à au moins un risque professionnel étudié présentent un taux d'arrêts maladie plus élevé que les autres salariés (34,7% contre 32,3%) et une durée cumulée d'absence en moyenne plus longue (18 jours contre 14 jours) l'année écoulée en cas d'arrêt. Si nous nous plaçons au niveau plus désagrégé de chaque risque professionnel, nous pouvons noter que ces phénomènes sont bien vérifiés pour les deux indicateurs de contraintes psychosociales et les postures pénibles. Les salariés exposés à la manutention de charges lourdes, aux vibrations mécaniques, aux nuisances sonores, aux agents CMR ou au travail de nuit régulier ne présentent que des durées cumulées d'absence significativement plus longues que les salariés non exposés (pas d'écart significatif entre les taux d'arrêt maladie). Les salariés exposés à un travail posté ou répétitif ont, quant à eux, des taux d'arrêts maladie significativement plus élevés que les salariés qui n'y sont pas exposés, mais leur écart dans le nombre de jours moyen d'absence au cours de l'année n'est pas significatif.

TABLE 20 – Différences dans le recours aux arrêts maladie selon l'exposition ou non aux facteurs de pénibilité

	Au moins un arrêt maladie (AM)	Nbre de jours moyen d'AM
Exposition à au moins un facteur de pénibilité		
Non	32,26%	14,48
Oui	34,67%***	17,92***
Contraintes physiques marquées		
Non	32,73%	15,08
Oui	34,70%**	18,11***
<i>Manutention de charges lourdes</i>		
Non	33,54%	15,94
Oui	34,59%	23,99***
<i>Postures pénibles</i>		
Non	32,59%	15,61
Oui	35,05%***	17,59**
<i>Vibrations mécaniques</i>		
Non	33,65%	15,81
Oui	33,04%	22,19***
Environnement physique agressif		
Non	33,36%	15,39
Oui	34,96%	21,78***
<i>Nuisances sonores</i>		
Non	33,44%	15,72
Oui	35,25%	23,86***
<i>Exposition à des agents CMR</i>		
Non	33,53%	15,80
Oui	34,21%	22,06***
Rythmes de travail « atypiques »		
Non	33,06%	15,83
Oui	35,74%**	18,75**
<i>Travail de nuit régulier</i>		
Non	33,62%	16,08
Oui	33,29%	21,35**
<i>Travail posté</i>		
Non	33,09%	16,09
Oui	36,67%***	18,51
<i>Travail répétitif</i>		
Non	33,43%	16,31
Oui	37,20%*	19,37
Contraintes psychosociales		
Non	31,28%	15,35
Oui	41,49%***	19,31***
<i>Job strain</i>		
Non	31,28%	15,35
Oui	41,49%***	19,31***
<i>Iso strain</i>		
Non	32,04%	15,82
Oui	43,09%***	19,38**

*, **, *** : écart significatif entre les moyennes à respectivement un seuil de 10%, 5% et 1%.

Ainsi, même si globalement de mauvaises conditions de travail semblent être associées à un

recours plus important aux arrêts maladie, le tableau 20 suggère que des différences selon les facteurs de pénibilité pourraient exister. Toutefois, certaines d’entre elles pourraient être attribuables à la non-homogénéité des populations de salariés exposées et non-exposées, en termes de caractéristiques individuelles et d’emploi et de taux de couverture d’assurance maladie. Par exemple, les cadres sont sous-représentés dans la population exposée aux différents risques professionnels (ils sont 17% parmi la population soumise à au moins un risque professionnel contre 40% dans la population non-exposée). Or, indépendamment des conditions de travail, nous nous attendons à ce que les cadres aient moins d’arrêts (probabilité d’en avoir et durées) en raison d’une part de la théorie du salaire d’efficience [Shapiro and Stiglitz (1984)], selon laquelle le salaire réduit considérablement la probabilité de s’absenter et d’autre part, d’un potentiel effet “d’obligation de présence” au travail pour les plus qualifiés et pour ceux occupant des emplois à responsabilité. Ainsi, les arrêts plus fréquents parmi les salariés exposés à certains risques professionnels pourraient être imputables à la sous-représentation des cadres dans cette population. De même, seulement 30% des salariés exposés à au moins un facteur de pénibilité étudié appartient à un secteur offrant majoritairement un maintien intégral de salaire en cas d’absence contre 38% pour les non-exposés. Les profils d’indemnisation sont donc bien distincts entre les deux populations, mais aussi un facteur jouant a priori sur les arrêts maladie. Ainsi, les écarts observés dans les statistiques descriptives ne pourraient être le reflet que de corrélations erronées (spurious correlation) entre conditions de travail et arrêts maladie. C’est pourquoi, nous avons utilisé des modèles économétriques, offrant un raisonnement "toutes choses étant égales par ailleurs", pour mieux quantifier l’effet propre de chaque risque professionnel sur le recours aux arrêts maladie.

4.4 Stratégie empirique

A ce jour, les travaux empiriques se focalisant sur l’impact des mauvaises conditions de travail sur les arrêts maladie sont davantage issus d’approches d’épidémiologie et de santé publique que d’approches économiques. Par conséquent, la plupart d’entre eux [North et al. (1996), Niedhammer et al. (1998), Vahtera et al. (2000), Bourbonnais and Mondor (2001), Voss et al. (2001), Lund et al. (2006), Labriola, Lund and Burr (2006), Böckerman and Ilmakunnas (2008), Head et al. (2006), Laaksonen et al. (2010), Niedhammer et al. (2013)] ne tiennent pas compte des conditions d’indemnisation en cas de maladie et de l’effet désincitatif potentiel de la perte de salaire occasionnée par un arrêt maladie sur la décision individuelle d’y avoir recours¹⁹. De même, l’étude de Afsa and Givord (2014), qui s’inscrit pourtant dans le cadre

19. A l’inverse, les études économiques qui ont principalement cherché à évaluer l’impact de certains schémas d’indemnisation ou de leur niveau de générosité sur les arrêts maladie [Johansson and Palme (1996), Andren (2014), Frick and Malo (2008), Chaupain-Guillot and Guillot (2009), Dale-Olsen (2014), De Paola et al. (2014), Ziebarth and Karlsson (2014), Pichler and Ziebarth (2017), Pollak (2015), Ben Halima et al. (2018), Böckerman et al. (2018)] ne traitent généralement pas de la question du rôle des conditions de travail ; au mieux, elles contrôlent l’environnement professionnel par des approximations assez vagues (temps de travail, PCS, niveau

d'un modèle économique liant conditions de travail, santé et absentéisme, n'intègre pas non plus les taux de couverture d'assurance maladie, faute de données disponibles. Toutefois, ces auteurs mentionnent cette limite et considèrent que la validité de leurs résultats repose sur l'hypothèse que les indemnités ne diffèrent pas significativement entre les salariés avec des horaires irréguliers (facteur de pénibilité qu'ils étudient) et ceux avec des horaires réguliers. Cette hypothèse, plausible pour leur facteur de risque spécifique et leur échantillon restreint à des hommes de professions similaires (les ouvriers du secteur privé) ne tient plus pour notre analyse en population plus générale, basée sur plusieurs risques professionnels. C'est pourquoi, une des premières originalités de notre étude empirique est de tenir compte simultanément, comme déterminants du recours aux arrêts maladie, de variables caractérisant finement les conditions de travail physiques et psychosociales des individus et approximant leurs profils d'indemnisation, grâce à l'enrichissement de la base SUMER.

La deuxième originalité de notre approche empirique est de tenir compte de l'état de santé des salariés. Alors que l'état de santé d'un individu est reconnu, de façon consensuelle, comme un déterminant incontournable des absences pour maladie, cette variable a souvent été ignorée dans les spécifications économétriques en raison de difficultés méthodologiques pour la faire intervenir de façon adéquate comme un élément de la chaîne causale reliant les conditions de travail aux comportements d'arrêts observés [Afsa and Givord (2009)]. Ce problème a souvent d'ailleurs été explicitement avancé comme limite de certaines études précédentes par les auteurs eux-mêmes [Laaksonen et al. (2010), Niedhammer et al. (2013), Afsa and Givord (2014)]. Afin de limiter les biais liés à l'omission de l'état de santé, Vahtera et al. (2000) basent leurs travaux sur des données recueillies en interrogeant les mêmes individus à plusieurs reprises et ne gardent dans leur échantillon que les salariés qui étaient en "bonne santé" (c'est-à-dire qui n'avaient connu aucun épisode d'absence à la première vague de l'enquête) pour évaluer l'impact des contraintes psychosociales sur les vagues ultérieures. D'autres focalisent leurs études sur des sous-populations plus homogènes (population d'ouvriers pour Afsa and Givord (2014), d'agents de la fonction publique pour Laaksonen et al. (2010), Head et al. (2006) et Vahtera et al. (2000), ou d'agents de la poste pour Voss et al. (2001)) afin de pouvoir considérer l'état de santé comme similaire pour l'ensemble de l'échantillon ou tout du moins identiquement distribué entre les salariés exposés et non-exposés aux risques professionnels dont l'impact est évalué. Une stratégie alternative pour réduire les biais, si une variable d'état de santé est disponible (ce qui est loin d'être toujours le cas dans les bases sur les arrêts maladie), serait de l'intégrer comme variable explicative dans la régression sur les arrêts maladie, tout en traitant sa potentielle endogénéité par des approches appropriées telles que la méthode des variables instrumentales pour des enquêtes en coupes instantanées ou la modélisation de l'hétérogénéité inobservée par l'inclusion d'effets fixes dans le cadre de données de panel [Barnay et al. (2014), Barnay (2016)]. Malheureusement, cette stratégie nous a paru inadaptée aux données

de salaire).

de l'enquête SUMER car nous aurions été confrontés au problème de faibles instruments pour la variable de santé. C'est pourquoi, nous avons privilégié une approche intermédiaire via un système d'équations simultanées à forme réduite où les interdépendances entre l'état de santé auto-déclaré et le recours aux arrêts maladie (nombre d'arrêts maladies, nombre de jours d'absence pour maladie dans l'année écoulée) sont prises en compte via une structure de dépendance entre leurs termes d'erreur. L'utilisation de modèles bivariés permet non seulement de tenir compte de l'hétérogénéité individuelle inobservée qui influence conjointement l'état de santé et les absences pour maladie et donc de limiter les biais, notamment dans l'estimation du rôle des conditions de travail pénibles, mais aussi d'approfondir nos analyses en examinant si les états de santé perçus et les prises effectives d'arrêts maladie sont impactés ou non par les mêmes expositions aux risques professionnels.

Plus précisément, comme nos variables dépendantes sont catégorielles avec un ordre sous-jacent, nous avons opté pour des modèles bivariés ordonnés à variables latentes. La spécification bivariée la plus couramment utilisée dans la littérature pour des variables qualitatives ordonnées est le *probit bivarié ordonné* [Greene and Hensher (2010)] imposant que les termes d'erreur suivent une distribution normale jointe bivariée, avec comme mesure de la dépendance le coefficient de corrélation entre les deux. Or, cette hypothèse de normalité des résidus – retenue le plus souvent pour une question de moindre complexité des calculs de maximisation de la vraisemblance – peut conduire à des biais si elle n'est pas vérifiée [Trivedi and Zimmer (2007); Hernández-Alava and Pudney (2016)]. Par conséquent, nous recourons à la version généralisée de ce type de modèle, proposée par Hernández-Alava and Pudney (2016) et appelée *modèle de régression ordonnée bivariée généralisée*, qui se base sur une structure de la dépendance plus flexible. En d'autres termes, au lieu d'imposer que les termes d'erreur suivent une loi normale bivariée, nous la mettons en concurrence avec plusieurs autres lois jointes pour trouver celle qui est la plus adaptée à nos données. Pour ce faire, nous utilisons l'approche par copules qui permet d'exprimer une loi jointe multivariée (et donc bivariée dans notre cas) en fonction de distributions marginales et de représenter des structures de dépendance plus asymétriques.

Notons $sante_i$ la variable d'état de santé déclarée par le salarié i et am_i la variable de résultat étudiée, qui correspond donc soit au nombre d'arrêts maladie au cours des 12 derniers mois ($nbam_i$, modèle 1), soit au nombre de jours d'absence total que cela a représenté (nbj_i , modèle 2). Formellement, les modèles estimés s'écrivent comme suit :

$$sante_i = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{i1}^* < \tau_{11} \quad (\text{très bon état de santé}) \\ 2 & \text{si } \tau_{11} \leq y_{i1}^* < \tau_{12} \quad (\text{bon état de santé}) \\ 3 & \text{si } \tau_{12} \leq y_{i1}^* < \tau_{13} \quad (\text{état de santé moyen}) \\ 4 & \text{si } \tau_{13} \leq y_{i1}^* \quad (\text{mauvais état de santé}) \end{cases} \quad (4.1)$$

$$am_i = \begin{cases} 1 & \text{si } y_{i2}^* < \tau_{21} \\ 2 & \text{si } \tau_{21} \leq y_{i2}^* < \tau_{22} \\ \dots & \\ j & \text{si } \tau_{2j-1} \leq y_{i2}^* \end{cases}$$

où $j = 4$ si $am_i = nbam_i$ et $j = 5$ si $am_i = nbj_i$, y_{i1}^* et y_{i2}^* sont les variables latentes associées respectivement à l'état de santé déclaré et à la variable d'arrêt maladie am_i :

$$\begin{cases} y_{i1}^* & = X_i\beta_1 + u_{i1} \\ y_{i2}^* & = X_i\beta_2 + Z_i\beta_3 + u_{i2} \end{cases} \quad (4.2)$$

avec X_i la matrice des variables explicatives qui contient non seulement les différentes expositions aux risques professionnels (manutention de charges lourdes, postures pénibles, vibrations mécaniques, nuisances sonores, agents CMR, travail de nuit régulier, travail posté, travail répétitif, job strain, isostrain), mais également les caractéristiques individuelles du salarié (le sexe, l'âge, le fait d'être en couple, le nombre d'enfants), de son emploi (l'ancienneté, le nombre d'heures travaillées, le fait de travailler le dimanche, le statut d'emploi, la PCS, la fonction principale exercée²⁰) et de son entreprise (la taille de l'entreprise, le secteur d'activité, la région géographique) et Z_i la matrice qui contient les variables dichotomiques caractérisant les différents profils d'indemnisation individuels. β_1 , β_2 et β_3 représentent les paramètres associés à estimer et τ les paramètres seuils qui vérifient $\tau_{11} < \tau_{12} < \tau_{13}$, $\tau_{21} < \tau_{22} < \tau_{23}$ (pour $am_i = nbam_i$), et $\tau_{21} < \tau_{22} < \tau_{23} < \tau_{24}$ (pour $am_i = nbj_i$). u_{i1} et u_{i2} sont les termes d'erreur qui peuvent être stochastiquement dépendants et non-normaux.

La distribution jointe de ces termes d'erreur est représentée par une fonction copule :

$$F(u_1, u_2) = c(F_1(u_1), F_2(u_2); \theta) \quad (4.3)$$

avec $F_1(\cdot)$ et $F_2(\cdot)$ les fonctions de répartition marginales respectives de u_1 et u_2 ; $c(\cdot, \cdot; \theta)$ une fonction copule et θ le paramètre de la dépendance stochastique entre u_1 et u_2 . Ainsi, la fonction copule relie la distribution jointe aux distributions marginales et contient toute

²⁰. L'avantage de cette variable vient du fait qu'elle renseigne davantage que le secteur d'activité qui ne correspond pas toujours à l'activité réellement exercée par le salarié (exemple : un salarié qui occupe des fonctions administratives dans une entreprise de construction).

l'information sur la structure de dépendance du modèle.

Cette spécification se réduit au probit bivarié ordonné si la fonction copule choisie est gaussienne et si les fonctions de répartition marginales $F_1(\cdot)$ et $F_2(\cdot)$ sont définies avec des lois normales univariées, soit en d'autres termes si $c(u_1, u_2) = \Phi_2(\Phi^{-1}(u_1), \Phi^{-1}(u_2); \theta)$ avec $\Phi_2(\cdot, \cdot; \theta)$ la fonction de répartition d'une loi normale bivariée de coefficient $-1 \leq \theta \leq 1$ et Φ^{-1} l'inverse de la fonction de répartition d'une loi normale univariée $N(0, 1)$.

Dans la pratique, nous allons confronter les résultats du probit bivarié ordonné à ceux obtenus en faisant varier deux éléments : la fonction copule et les lois de distributions marginales. Le modèle a été estimé avec 4 fonctions copules alternatives à la gaussienne (Clayton, Frank, Gumbel et Joe²¹), qui se distinguent par les hypothèses implicites qu'elles font sur la structure de dépendance de nos variables. Alors que les copules gaussiennes et Frank imposent une dépendance symétrique dans les deux queues de distribution, les copules Clayton, Gumbel et Joe sont adaptées pour des dépendances asymétriques dans les queues de distribution. La copule Clayton impose une forte dépendance à gauche de la distribution et une dépendance de queue relativement faible à droite, tandis que les copules Gumbel et Joe décrivent le contraire (faible dépendance de queue à gauche et forte à droite, et ce d'autant plus marquées pour la copule Joe). Ainsi, si, par exemple, les parties inexplicées de l'état de santé déclaré et du nombre d'arrêts maladie sont fortement corrélées pour leurs valeurs élevées (mauvais état de santé, plusieurs arrêts maladie) mais moins pour leurs valeurs faibles, alors les copules Joe et Gumbel sont de bons choix de spécification.

En ce qui concerne les fonctions de répartition marginales, nous avons autorisé, comme proposé par [Hernández-Alava and Pudney \(2016\)](#), à ce qu'elles soient chacune des mélanges de 2 lois normales et non pas uniquement issues d'une seule loi normale univariée (comme c'est le cas dans le probit bivarié ordonné) afin de capter un plus large éventail de formes distributionnelles (ex : distributions asymétriques ou bimodales). Plus précisément, les fonctions de répartition marginales ont comme forme générale :

$$F_j(\varepsilon) = \pi_j \Phi\left(\frac{\varepsilon - \mu_{j1}}{\sigma_{j1}}\right) + (1 - \pi_j) \Phi\left(\frac{\varepsilon - \mu_{j2}}{\sigma_{j2}}\right), \quad j = 1, 2 \quad (4.4)$$

où π_j est le paramètre de mélange compris entre 0 et 1, (μ_{j1}, μ_{j2}) et $(\sigma_{j1}, \sigma_{j2})$ les paramètres de positionnement et de dispersion satisfaisant les conditions de normalisation de moyenne nulle et de variance unitaire²². Si π_j est égal à 0 ou 1, la fonction de répartition marginale n'est plus un mélange de deux lois. En fait, 4 cas de figures pour les distributions marginales

21. Voir Annexe 4.7.4 pour l'écriture mathématique de ces copules et [Trivedi and Zimmer \(2007\)](#) pour plus de détails.

22. Cela impose : $\pi_j \cdot \mu_{j1} + (1 - \pi_j) \cdot \mu_{j2} = 0$ et $\pi_j \cdot (\sigma_{j1}^2 + \mu_{j1}^2) + (1 - \pi_j) \cdot (\sigma_{j2}^2 + \mu_{j2}^2) = 1$.

ont été testés : i) on fixe π_1 et π_2 à 0, ce qui correspond au cas standard où les lois utilisées sont des lois normales univariées sans mélange ; ii) seule $F_1(\cdot)$ est autorisée à être un mélange de lois, c'est-à-dire que l'on impose $\pi_2 = 0$; iii) seule $F_2(\cdot)$ est autorisée à être un mélange de lois, c'est-à-dire que l'on impose $\pi_1 = 0$; iv) $F_1(\cdot)$ et $F_2(\cdot)$ sont autorisées à être de la forme générale présentée par l'équation (4.4) sans restriction spécifique.

Au total, nous estimons, par maximum de vraisemblance, les 20 configurations correspondant à toutes les combinaisons possibles entre nos 5 fonctions copules et nos 4 cas de figures pour les fonctions de répartition marginales. Leur fonction de vraisemblance a pour expression :

$$\begin{aligned}
L &= \prod_{i=1}^n \prod_{r=1}^4 \prod_{k=1}^{a_{max}} [P(\text{sante}_i = r, am_i = k)]^{d_{ir} \cdot d_{ik}} \\
&= \prod_{i=1}^n \prod_{r=1}^4 \prod_{k=1}^{a_{max}} [P(\tau_{1r-1} \leq y_{i1}^* < \tau_{1r}, \tau_{2k-1} \leq y_{i2}^* < \tau_{2k})]^{d_{ir} \cdot d_{ik}} \\
&= \prod_{i=1}^n \prod_{r=1}^4 \prod_{k=1}^{a_{max}} [P(y_{i1}^* \leq \tau_{1r}, y_{i2}^* \leq \tau_{2k}) - P(y_{i1}^* \leq \tau_{1r-1}, y_{i2}^* \leq \tau_{2k}) \\
&\quad - P(y_{i1}^* \leq \tau_{1r}, y_{i2}^* \leq \tau_{2k-1}) + P(y_{i1}^* \leq \tau_{1r-1}, y_{i2}^* \leq \tau_{2k-1})]^{d_{ir} \cdot d_{ik}} \\
&= \prod_{i=1}^n \prod_{r=1}^4 \prod_{k=1}^{a_{max}} \{c(F_1(\tau_{1r} - X_i \beta_1), F_2(\tau_{2k} - X_i \beta_2); \theta) - c(F_1(\tau_{1r-1} - X_i \beta_1), F_2(\tau_{2k} - X_i \beta_2); \theta) \\
&\quad - c(F_1(\tau_{1r} - X_i \beta_1), F_2(\tau_{2k-1} - X_i \beta_2); \theta) + c(F_1(\tau_{1r-1} - X_i \beta_1), F_2(\tau_{2k-1} - X_i \beta_2); \theta)\}^{d_{ir} \cdot d_{ik}}
\end{aligned}$$

avec d_{ir} qui vaut 1 si $\text{sante}_i = r$ et 0 sinon, d_{ik} qui vaut 1 si $am_i = k$ et 0 sinon, $a_{max} = 4$ si $am_i = nbam_i$ et $a_{max} = 5$ si $am_i = nbj_i$, $\tau_{10} = \tau_{20} = -\infty$ et $\tau_{1a_{max}} = \tau_{2a_{max}} = +\infty$.

Au final, les configurations des modèles les plus robustes selon le critère informationnel d'Akaike (AIC) seront retenues pour les interprétations.

4.5 Résultats

Nous commencerons par discuter du choix des spécifications retenues pour nos modèles ainsi que des structures de dépendance qui y sont associées (section 4.5.1). Nous analyserons ensuite les déterminants individuels et d'emploi des différents comportements d'arrêt maladie et d'état de santé perçue (section 4.5.2) avant de nous focaliser sur l'influence des conditions d'indemnisation en cas d'absence pour maladie, offertes majoritairement dans le secteur du salarié (section 4.5.3). Enfin, le rôle spécifique de l'exposition des salariés aux différents risques professionnels (section 4.5.4) sera évalué.

4.5.1 Choix de spécifications et structures de dépendance

Le tableau 21 reporte les valeurs des log-vraisemblances maximales et des critères AIC des différentes spécifications estimées faisant varier la fonction copule et les fonctions de répartition marginales des termes d'erreur, afin de déterminer les modèles les plus robustes de régression bivariée ordonnée généralisée.

TABLE 21 – Log-vraisemblances et critères AIC des différentes spécifications alternatives des modèles de régression bivariée ordonnée généralisée

Nombre d'épisodes d'arrêts maladie (Modèle 1)								
Mélanges pour les distributions marginales								
Copule	<i>Aucun</i>		<i>Uniquement pour $F_1(\cdot)$</i>		<i>Uniquement pour $F_2(\cdot)$</i>		<i>Pour $F_1(\cdot)$ et $F_2(\cdot)$</i>	
	ln L	AIC	ln L	AIC	ln L	AIC	ln L	AIC
Gaussienne	-22312,15	44870,29	-22306,83	44865,65	nc	nc	-22303,17	44864,34
Clayton	-22409,06	45064,12	-22403,86	45059,72	-22405,43	45062,85	nc	nc
Frank	-22347,50	44941,00	-22342,27	44936,54	-22343,64	44939,28	nc	nc
Gumbel	-22303,58	44853,15	-22296,43	44844,86	nc	nc	nc	nc
Joe	-22322,37	44890,73	-22314,31	44880,61	nc	nc	nc	nc
Nombre de jours d'absence cumulés, passés en arrêt maladie (Modèle 2)								
Mélanges pour les distributions marginales								
Copule	<i>Aucun</i>		<i>Uniquement pour $F_1(\cdot)$</i>		<i>Uniquement pour $F_2(\cdot)$</i>		<i>Pour $F_1(\cdot)$ et $F_2(\cdot)$</i>	
	ln L	AIC	ln L	AIC	ln L	AIC	ln L	AIC
Gaussienne	-24651,85	49551,70	-24646,56	49547,11	-24629,43	49512,86	-24624,20	49508,40
Clayton	-24726,73	49701,47	-24721,4	49696,81	-24706,01	49666,03	-24701,02	49662,05
Frank	-24666,85	49581,71	-24661,60	49577,20	-24645,09	49544,18	nc	nc
Gumbel	-24652,79	49553,58	-24645,85	49545,71	-24628,98	49511,95	-24621,41	49502,82
Joe	-24675,95	49599,90	-24668,28	49590,55	-24651,67	49557,35	-24643,00	49546,00

Note : nc : non convergence du modèle.

Nous pouvons noter que l'estimation de certaines spécifications n'a pas convergé, ce qui est usuel avec l'approche par copule [Trivedi and Zimmer (2007)]. Cela indique que la forme de dépendance imposée par la copule choisie entre les termes d'erreur et/ou le choix des fonctions marginales n'étaient pas pertinents pour les données. La mise en concurrence des spécifications ayant convergé indique que lorsque le recours aux arrêts maladie est mesuré par le nombre annuel d'épisodes (modèle 1), le modèle avec une copule Gumbel et un mélange de deux lois normales uniquement pour $F_1(\cdot)$, la distribution marginale associée au terme d'erreur de l'équation de santé, est à privilégier car il minimise le critère AIC et maximise la log-vraisemblance. Selon les mêmes critères, le modèle le plus robuste lorsque nous examinons les arrêts maladie via le nombre de jours d'absence cumulés est de nouveau basé sur une copule Gumbel, mais avec cette fois le mélange de deux lois normales pour les distributions marginales $F_1(\cdot)$ et $F_2(\cdot)$ des deux termes d'erreur. Le tableau 22 reporte les paramètres estimés des fonctions de répartition marginales (cf. équation (4.4)) et des fonctions copules pour ces spécifications finalement retenues pour nos deux modèles.

TABLE 22 – Paramètres estimés des distributions des termes d’erreur pour les modèles de régression bivariée ordonnée généralisée retenus

	Modèle 1 : $sante_i, nbam_i$		Modèle 2 : $sante_i, nbj_i$	
	coefficient	écart-type	coefficient	écart-type
Paramètres de la distribution marginale du terme d’erreur de l’équation de santé				
$\hat{\Pi}_1$	0,707***	(0,094)	0,680***	(0,098)
$\hat{\mu}_{11}$	0,012	(0,023)	0,022	(0,026)
$\hat{\sigma}_{11}^2$	1,301***	(0,106)	1,334***	(0,116)
$\hat{\mu}_{12}$	-0,028	(0,054)	-0,047	(0,051)
$\hat{\sigma}_{12}^2$	0,273***	(0,117)	0,286***	(0,117)
Paramètres de la distribution marginale du terme d’erreur de l’équation d’arrêt maladie				
$\hat{\Pi}_2$	1		0,300*	(0,172)
$\hat{\mu}_{21}$	-0,028	(0,054)	0,641	(0,712)
$\hat{\sigma}_{21}^2$	0,522***	(0,112)	1,743***	(0,306)
$\hat{\mu}_{22}$			-0,275***	(0,095)
$\hat{\sigma}_{22}^2$			0,430***	(0,137)
Paramètre de dépendance de la fonction copule				
$\hat{\theta}$	1,179***	(0,010)	1,172***	(0,010)
Paramètres de la structure de dépendance				
τ de Kendall	0,152		0,147	
Dépendance de queue à gauche : λ_L	0		0	
Dépendance de queue à droite : λ_U	0,200		0,194	

Note : * significatif à un seuil de 10% ; ** significatif à un seuil de 5% ; *** significatif à un seuil 1%.

Dans chaque modèle, le paramètre $\hat{\theta}$, qui mesure le degré de dépendance entre les termes d’erreur est statistiquement significatif. Certaines caractéristiques inobservables jouent donc simultanément sur l’état de santé déclaré et le recours aux arrêts maladie (qu’il soit mesuré en nombre annuel d’épisodes d’arrêts ou en nombre de jours d’absence cumulés). Les signes de $\hat{\theta}$ et des τ de Kendall associés (avec $\tau = (\hat{\theta} - 1)/\hat{\theta}$) indiquent une dépendance positive, ce qui est une caractéristique de la copule Gumbel. Les facteurs inobservables néfastes à la santé ont ainsi tendance à accroître le recours aux arrêts maladie. La copule Gumbel étant également caractérisée par une distribution asymétrique à droite, nos résultats suggèrent une structure de dépendance des termes d’erreur plus accentuée sur la queue supérieure ($\lambda_L = 0$ et λ_U proche de 0,2) : les valeurs élevées de (u_1, u_2) sont très dépendantes alors que les valeurs faibles le sont peu, voire pas du tout. En d’autres termes, s’il existe des caractéristiques inobservables qui augmentent fortement la probabilité de déclarer un mauvais état de santé, il y a une probabilité élevée qu’il en existe qui accroissent intensément le recours aux arrêts maladie.

Par conséquent, il était indispensable d’estimer conjointement les équations d’état de santé et d’arrêts maladie via une régression ordonnée bivariée afin de contrôler l’hétérogénéité inobservable qui aurait pu, dans le cas contraire, biaiser l’estimation de l’influence des caractéristiques individuelles, d’emploi ou des risques professionnels. De même, la version généralisée avec une copule Gumbel paraît plus adaptée que l’usuel probit bivarié ordonné en raison de l’asymétrie

de la structure de dépendance des termes d'erreur. Le tableau 23 présente l'ensemble des coefficients estimés associés aux caractéristiques observables (X_i et Z_i) pour la spécification la plus robuste de chaque modèle. Nos interprétations seront effectuées à partir de ces résultats.

4.5.2 Peu de caractéristiques qui influencent à la fois l'état de santé perçue et les arrêts maladies

Bien qu'il existe une dépendance positive entre les facteurs inobservables de l'état de santé et le recours aux arrêts maladie, peu de caractéristiques observables sociodémographiques, d'emploi et d'entreprise sont associées à des coefficients significatifs et de même signe dans les deux équations des modèles estimés. Seuls les faits d'être un homme, de vivre en couple et de travailler dans une entreprise de moins de 10 salariés font exception. En effet, les salariés vivant en couple ont tendance à moins déclarer un mauvais état de santé et plusieurs épisodes d'absence au cours de l'année, ce que Inan (2013) avait déjà mis en évidence sur données françaises. Une partie de ces écarts par rapport aux personnes vivant seules pourrait être liée non seulement à la diminution du risque d'anxiété et de dépression et donc à une meilleure santé mentale lorsque l'on vit en couple [Kelly et al. (2011)], mais aussi à un environnement plus favorable à un maintien de la motivation [Steers and Rhodes (1978)], notamment si son conjoint continue sa routine quotidienne pour aller travailler. De même, conformément à la littérature empirique sur les déterminants de l'absentéisme au travail et les indicateurs de santé, nous trouvons que les hommes ont des probabilités plus faibles, que leurs homologues féminines, de se déclarer en mauvaise santé et de connaître plusieurs épisodes d'arrêts au cours d'une année et un nombre élevé de jours d'absence cumulés [Chaupain-Guillot and Guillot (2007); Frick and Malo (2008); Ben Halima et al. (2011); Ben Halima and Regaert (2013)], tout comme les salariés des très petites entreprises [Ben Halima and Regaert (2013)]. Cet effet de taille d'entreprise a été justifié, d'une part, par la plus grande facilité de contrôle des arrêts maladie dans les petites entreprises [Knecht et al. (2017)], limitant les recours abusifs et, d'autre part, par un plus fort engagement dans leur travail et un sentiment accru d'être plus indispensable au bon fonctionnement de l'activité de l'entreprise pour les salariés travaillant dans les petites structures [Weiss (1985), Ose (2005)]. Des disparités entre régions sont aussi visibles tant sur l'indicateur d'état de santé perçue que sur ceux de recours aux arrêts maladie. Elles sont néanmoins légèrement plus marquées pour les seconds. En particulier, de nombreuses régions présentent un plus faible absentéisme pour maladie (fréquence, durée cumulée) que l'Ile-de-France, à l'exception de la région Grand Est qui se distingue par un absentéisme plus fort. La spécificité de l'Ile-de-France en termes d'arrêts maladie pourrait en partie être liée à sa forte densité de population, plus propice à la transmission de maladies infectieuses, mais aussi, selon les modèles économiques d'aléa moral (inspirés du modèle de tir-au-flanc de Shapiro and Stiglitz (1984)) et de négociation, à la forte concurrence existante sur ses bassins d'emploi, faisant davantage hésiter les salariés de cette région à déclarer des

arrêts maladie par crainte d'être licenciés ou moins promus [Balchin and Wooden (1995)]. La situation du Grand Est pourrait quant à elle s'expliquer par le régime d'indemnisation historiquement particulier de l'Alsace-Moselle, qui assure à ses bénéficiaires un complément sur les prestations de remboursement de maladie versées par rapport au régime général des salariés [Chemin and Wasmer (2009)] : les salariés d'Alsace-Moselle étant mieux indemnisés en cas d'arrêts maladie, ils sont davantage incités ou en tout cas moins réticents à y avoir recours. Cette spécificité n'a pas pu être directement intégrée dans nos profils d'indemnisation faute d'un niveau de localisation suffisamment fin dans l'enquête SUMER²³.

Concernant la catégorie socioprofessionnelle des salariés, elle semble davantage influencer leur comportement de recours aux arrêts maladie que leur état de santé perçu. Seuls les employés de service se distinguent des autres catégories du point de vue de l'état de santé déclaré, avec une probabilité plus élevée d'être en mauvaise santé. En revanche, les cadres présentent des probabilités plus faibles d'avoir plusieurs épisodes d'arrêts maladie et de cumuler annuellement un nombre de jours d'absence important que les professions intermédiaires et les employés administratifs, qui eux-mêmes ont moins recours aux arrêts que les employés de service et les ouvriers. Ainsi, un écart dans l'absentéisme entre PCS persiste même une fois les différences de conditions de travail et d'indemnisation contrôlées. Il peut en partie s'expliquer par une plus grande satisfaction dans l'emploi des professions les plus qualifiées et socialement recon-

nues. D'autres caractéristiques jouent sur le recours aux arrêts maladie sans avoir aucun impact significatif sur l'état de santé perçu. C'est le cas par exemple du fait d'avoir au moins un enfant de moins de 3 ans, qui influence positivement la fréquence et la durée cumulée des arrêts. Le mécanisme sous-jacent à ce phénomène pourrait de nouveau être une moindre motivation/satisfaction au travail des parents d'enfants en bas âge. Selon la logique des approches néoclassiques d'arbitrage entre offre de travail et loisir [Allen (1981*b*); Brown and Sessions (1996)], ce surcroît d'absence pourrait être le résultat de choix individuels motivés par la volonté de travailler moins. Les parents peuvent aussi utiliser les arrêts maladie lorsqu'ils sont dans l'incapacité de se rendre au travail en cas de problème de garde ou d'enfants malades. A l'inverse, le fait de travailler à temps complet est associé à un meilleur état de santé perçu, mais qui ne se traduit pas par un moindre recours aux arrêts maladie. La non-significativité de la variable du temps de travail dans les équations du nombre annuel d'arrêts maladie et de jours d'absence est probablement attribuable à des effets opposés qui se neutralisent. Toujours selon les modèles standards d'offre de travail individuelle, il est attendu que les salariés à temps partiel soient moins absents puisqu'ils ont moins à être présents dans l'entreprise et qu'ils jouissent d'une plus grande flexibilité par rapport à leur horaire de travail les conduisant à moins valoriser le temps supplémentaire non-travaillé que procurerait une absence. Cet effet

23. Seule la région est renseignée.

est susceptible de contrebalancer l'effet positif du plus mauvais état de santé des salariés à temps partiel sur le recours aux arrêts maladie.

Deux variables, l'âge et le fait de travailler dans le secteur de la construction, présentent des effets inverses sur l'état de santé perçu et le recours aux arrêts maladie : ces caractéristiques sont associées, comme attendu intuitivement, à un accroissement des risques de mauvais état de santé, mais à des probabilités plus faibles d'avoir un nombre élevé d'épisodes d'arrêts et de jours cumulés d'absence par an. Leur association négative avec le recours aux arrêts maladie pourrait refléter dans ce cas là un *effet du travailleur sain* (healthy worker effect), régulièrement évoqué dans la littérature empirique et épidémiologique [Barnay et al. (2010) ; Barnay et al. (2013)] : il est probable que les coefficients de l'âge (respectivement du secteur de la construction) dans les équations de recours aux arrêts (nombre d'épisodes et durée cumulée) soient entachés d'un biais de sélection lié au fait que seuls les individus âgés (respectivement les salariés de la construction) qui sont capables d'exercer un travail régulier, et donc a priori en meilleure santé, décident de continuer à travailler. Le champ de l'enquête SUMER ne couvrant que la population salariée (et non la population générale), il nous est impossible de corriger ces effets de sélection dans l'emploi. Concernant l'âge, la relation négative pourrait aussi être liée à un sentiment d'obligation de présence plus marqué chez les salariés plus âgés, qui se considèrent plus indispensables à la productivité de l'entreprise.

Nos premiers résultats mettent ainsi en évidence que l'état de santé perçu et le recours aux arrêts maladie ne sont pas régis par exactement les mêmes déterminants, ce qui conforte l'idée que la décision de s'absenter est également dictée par des dimensions non médicales telles que la motivation, la satisfaction du salarié ou des considérations économiques. Toutefois, ils sont cohérents avec ceux trouvés traditionnellement dans la littérature existante relative aux déterminants individuels et d'emploi des arrêts maladie [Ben Halima et al. (2011), Barnay et al. (2014)]. En revanche, la relation entre les conditions d'indemnisation et le recours aux arrêts maladie que nous obtenons est plus contrastée et semble plus complexe que celle prédite par la théorie économique de l'agence et, en particulier, au sujet de l'existence d'un effet d'aléa moral.

TABLE 23 – Résultats : Coefficients estimés des caractéristiques observables dans les modèles de régression bivariée ordonnée généralisée retenus

	Modèle 1 : $sante_i, nbam_i$		Modèle 2 : $sante_i, nbjam_i$	
	Santé perçue coeff. (s.e)	Nbre d'arrêts coeff. (s.e)	Santé perçue coeff. (s.e)	Nbre de jours coeff. (s.e)
Caractéristiques individuelles				
Homme	-0,185 *** (0,026)	-0,192 *** (0,028)	-0,173 *** (0,026)	-0,194 *** (0,032)
En couple	-0,119 *** (0,025)	-0,052 * (0,027)	-0,119 *** (0,025)	-0,038 (0,027)
Age				
Moins de 35 ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Entre 35 et 44 ans	0,232 *** (0,031)	-0,092 *** (0,033)	0,226 *** (0,031)	-0,088 *** (0,032)
Entre 45 et 54 ans	0,413 *** (0,034)	-0,222 *** (0,035)	0,401 *** (0,033)	-0,209 *** (0,038)
55 ans ou plus	0,540 *** (0,040)	-0,208 *** (0,042)	0,525 *** (0,040)	-0,199 *** (0,044)
Enfants				
de moins de 3 ans	-0,019 (0,032)	0,071 ** (0,034)	-0,016 (0,032)	0,069 ** (0,033)
de 3 à 10 ans	0,039 (0,026)	0,030 (0,028)	0,036 (0,026)	0,026 (0,028)
Ancienneté				
1 à 3 ans	-0,160 *** (0,035)	0,040 (0,038)	-0,152 *** (0,035)	0,033 (0,037)
3 à 10 ans	-0,049 * (0,026)	0,038 (0,028)	-0,048 * (0,026)	0,020 (0,028)
>10 ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Caractéristiques de l'emploi				
Temps complet	-0,089 ** (0,035)	0,018 (0,038)	-0,086 ** (0,035)	0,035 (0,038)
Travail le dimanche	0,027 (0,025)	0,082 *** (0,027)	0,029 (0,024)	0,066 ** (0,027)
Statut de l'emploi				
CDI	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Apprenti, intérimaire, CDD	-0,033 (0,054)	-0,032 (0,059)	-0,029 (0,054)	-0,034 (0,059)
Agents à statuts	0,034 (0,037)	0,056 (0,044)	0,028 (0,037)	0,010 (0,043)
PCS				
Professions intermédiaires	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Cadres et Prof. intellectuelles	-0,019 (0,030)	-0,190 *** (0,033)	-0,019 (0,029)	-0,195 *** (0,036)

Employés administratifs	-0,035	(0,043)	0,008	(0,045)	-0,045	(0,043)	-0,016	(0,044)
Employés de service	0,108 ***	(0,041)	0,132 ***	(0,045)	0,098 **	(0,041)	0,100 **	(0,046)
Ouvriers qualifiés	-0,015	(0,037)	0,159 ***	(0,040)	-0,030	(0,037)	0,173 ***	(0,041)
Ouvriers non qualifiés et agricoles	0,088	(0,057)	0,154 **	(0,062)	0,070	(0,057)	0,120 *	(0,064)
Fonction principale exercée								
Production, fabrication, chantier	Réf.							
Installation, réparation, maintenance	0,034	(0,045)	0,022	(0,048)	0,040	(0,044)	0,021	(0,047)
Nettoyage, gardiennage, entretien	0,014	(0,073)	-0,106	(0,080)	0,013	(0,073)	-0,090	(0,084)
Manutention, magasinage, logistique	-0,021	(0,055)	-0,100 *	(0,059)	-0,017	(0,055)	-0,118 **	(0,060)
Secrétariat, saisie, accueil	-0,140 **	(0,058)	-0,056	(0,061)	-0,123 **	(0,057)	-0,022	(0,061)
Gestion, comptabilité	-0,061	(0,053)	-0,085	(0,057)	-0,049	(0,053)	-0,051	(0,057)
Commercial, technico-commercial	-0,022	(0,044)	-0,018	(0,048)	-0,010	(0,043)	-0,022	(0,048)
Etudes, R&D, méthodes, éducation	-0,081 *	(0,045)	-0,028	(0,049)	-0,071	(0,045)	-0,028	(0,049)
Soin des personnes	0,018	(0,065)	-0,040	(0,070)	0,006	(0,064)	-0,032	(0,068)
Autre	-0,045	(0,041)	-0,019	(0,044)	-0,028	(0,041)	-0,037	(0,044)

Note : * significatif à un seuil de 10%; ** significatif à un seuil de 5%; *** significatif à un seuil 1%. Ecartis-types entre parenthèses.

Travail posté	-0,030	(0,035)	-0,001	(0,037)	-0,025	(0,035)	-0,007	(0,036)
Travail répétitif	0,019	(0,052)	0,039	(0,055)	0,027	(0,051)	0,018	(0,054)
Jobstrain	0,267 ***	(0,038)	0,145 ***	(0,039)	0,263 ***	(0,038)	0,110 ***	(0,038)
Isostrain	0,367 ***	(0,045)	0,127 ***	(0,046)	0,365 ***	(0,045)	0,121 ***	(0,045)
Profils d'indemnisation								
Profil 1 (indem. minimale)			Réf.		Réf.		Réf.	
Profil 2 (indem. 100%)			0,078 **	(0,032)			0,077 **	(0,032)
Profil 3 (100% après 2-3j carence)			-0,120 **	(0,049)			-0,103 **	(0,050)
Profil 4 (indem. minimale sauf 60 ^e j)			-0,089	(0,056)			-0,084	(0,057)
Profil 5 (carence, 100% au 6 ^e et 30 ^e j puis partielle)			0,009	(0,056)			0,009	(0,056)
Profil 6 (indem. partielle sans carence)			-0,125 *	(0,074)			-0,117	(0,079)
Profil 7 (indem. 100% sauf 60 ^e j)			-0,051	(0,058)			-0,030	(0,057)
Profil 8 (indem. minimale, 100% dès 30 ^e j)			-0,116 **	(0,056)			-0,129 **	(0,058)
Profil 9 (Autre)			-0,183 ***	(0,061)			-0,183 ***	(0,064)

Note : * significatif à un seuil de 10%; ** significatif à un seuil de 5%; *** significatif à un seuil 1%. Ecartis-types entre parenthèses.

4.5.3 Une relation contrastée entre conditions d'indemnisation et recours aux arrêts maladie

Certes, comme attendu, plusieurs variables relatives aux conditions d'indemnisation se révèlent significativement pertinentes dans nos deux équations de recours aux arrêts maladie. En particulier, il ressort que les salariés qui travaillent dans une branche offrant une indemnisation intégrale (taux de remplacement des pertes de salaire de 100%) pour toutes les durées clés considérées, ont tendance à être davantage absents que leurs homologues bénéficiant de profils d'indemnisation moins généreux, que nous raisonnions en nombre d'épisodes d'arrêts maladie ou en nombre de jours cumulés d'absence dans l'année. Ce résultat est en accord avec les conclusions de l'étude de [Ben Halima et al. \(2018\)](#) sur données françaises et, plus généralement, avec l'abondante littérature empirique ayant mis en évidence une corrélation positive entre générosité du système d'indemnisation en cas d'absence des salariés [[Johansson and Palme \(1996\)](#); [Johansson and Palme \(2002\)](#); [Henrekson and Persson \(2004\)](#); [Andren \(2014\)](#), [Ziebarth and Karlsson \(2010\)](#); [Ziebarth and Karlsson \(2014\)](#); [Böckerman et al. \(2018\)](#)], souvent interprétée comme la preuve de l'existence d'un effet d'aléa moral. Ce résultat pourrait, en première intention, s'interpréter comme étant néfaste au sens de l'intérêt général, en incitant par exemple les salariés à exagérer leur maladie ou à prendre des arrêts sans être réellement malades (arrêts médicalement injustifiés). Néanmoins, même si cet effet existe, il reste limité²⁴ et doit surtout être mis en perspective avec l'effet bénéfique d'une indemnisation intégrale en cas de maladie pour éviter le *présentéisme* [[Aronsson et al. \(2000\)](#)]. Le présentéisme désigne le fait que les salariés se rendent à leur travail alors qu'ils sont effectivement malades [[Chatterji and Tilley \(2002\)](#), [Brown and Sessions \(2004\)](#), [Hirsch et al. \(2017\)](#)]. Or, ce phénomène, qui a concerné, au moins une fois, près de 42% des salariés dans l'ensemble de l'Union européenne au cours de l'année 2015 et même 62% des salariés en France [[Eurofound \(2016\)](#)], peut engendrer d'importants coûts indirects [[Lohaus and Habermann \(2019\)](#)], tels que la possibilité de propager une maladie infectieuse à ses collègues [[Barmby and Larguem \(2009\)](#); [Pichler and Ziebarth \(2017\)](#)], la perte de productivité [[Schultz and Edington \(2007\)](#); [Pauly et al. \(2008\)](#)], ou encore l'aggravation de son état de santé initial en retardant sa convalescence, ce qui peut occasionner de plus graves problèmes de santé à long terme - et potentiellement des épisodes d'absence plus longs [[Aronsson and Gustafsson \(2005\)](#), [Hansen and Andersen \(2009\)](#), [Bergström et al. \(2009\)](#)]. La base de données SUMER ne permet pas de trancher sur l'interprétation à privilégier entre celles issues des théories de l'absentéisme et du présentéisme, faute d'informations sur les justifications des arrêts et d'une description détaillée de l'état de santé des salariés.

Toutefois, selon nos résultats, la présence d'un effet d'aléa moral n'est pas si claire puisqu'elle

24. Selon Medica Europe, en charge des contrôles médicaux contre l'absentéisme pour le compte de l'employeur, l'essentiel des arrêts suspendus suite aux contrôles ne résulte pas du caractère médicalement injustifié de l'arrêt.

ne semble pas se confirmer quel que soit le niveau d'indemnisation. Les coefficients associés aux profils d'indemnisation 3, 6, 8 et 9 sont en effet significatifs et négatifs, alors que ces profils sont plus généreux que le profil d'indemnisation minimale (profil 1) mis en référence dans les régressions. Plus précisément, les salariés rattachés à une convention collective proposant une compensation partielle pendant la période de carence de la Sécurité Sociale (profil 6 d'indemnisation) ont une probabilité inférieure de 0,8 point de pourcentage de connaître au moins 3 épisodes d'arrêt maladie par rapport aux salariés juste couverts selon les règles de base (tableau 25). Comme Pollak (2017) avait trouvé sur données françaises que fournir une compensation pendant la période de carence avait tendance à diminuer la durée des épisodes d'arrêt maladie, nous nous attendions plutôt à ce que le coefficient associé au profil 6 se révèle significatif dans l'équation du nombre de jours d'absence cumulés, ce qui n'est pas le cas. La non-significativité de l'effet à la baisse de l'indemnisation partielle pendant la période de carence sur la marge *intensive* des arrêts peut provenir non seulement de l'effectif réduit des salariés sujets à ces règles d'indemnisation (2,7% de notre échantillon)²⁵ et de la faiblesse de la puissance statistique associée, des différences d'échantillons utilisés (restrictions des salariés avec plus de 5 ans d'ancienneté et moins de 100 jours d'absence cumulée dans l'étude de Pollak (2017)), mais aussi de l'information moins précise dans notre étude des paramètres d'indemnisation conventionnels²⁶. Ainsi, la question de l'indemnisation partielle pendant la période de carence mériterait d'être approfondie par de futures recherches se basant sur la durée exacte de chaque épisode d'arrêt plutôt que sur le nombre de jours d'absence cumulés par an.

Les autres profils d'indemnisation significatifs (profils 3, 8, 9), qui ont en commun d'être caractérisés par une période de carence de 2 à 3 jours, suivie d'une période de compensation plus généreuse (partielle ou totale) que le régime de base à partir du 6ème ou du 30ème jour d'absence (Annexe 4.7.2, tableau 27), sont associés à un nombre plus faible d'épisodes d'arrêts maladie et de jours d'absence cumulés que le profil d'indemnisation minimal obligatoire, ce qui est contraire à la prédiction d'un effet d'aléa moral des modèles économiques de la théorie de l'agence. Même en suivant les argumentaires de Ziebarth (2013) et de Ben Halima et al. (2018) qui expliquent que les salariés tiennent surtout compte, dans leurs décisions de s'absenter, des taux de remplacement durant les premiers jours d'absence et peu voire nullement de ceux pour les durées postérieures, nous aurions dû trouver au mieux aucune différence significative dans les recours aux arrêts entre le profil de référence et ces profils 3, 8, 9, et non un moindre absentéisme pour ces derniers. Néanmoins, une hypothèse compatible avec nos

25. Selon Pollak (2017), seulement 2% des entreprises en 2009 offraient une indemnisation partielle pendant la période de carence prévue par la Sécurité sociale. Les autres offraient soit une indemnisation intégrale (100% du salaire) ou aucune indemnisation (carence).

26. L'enquête Protection sociale complémentaire d'entreprise (PSCE), utilisée par Pollak (2017) contient la référence exacte de la convention collective à laquelle est soumis chaque salarié. Faute de cette information, nous avons dû dans notre étude utiliser une table de passage entre les secteurs d'activité et les conventions collectives, ce qui est moins précis (cf. section 4.3.3).

résultats est l'existence de biais comportementaux perturbant la relation d'agence et contrebalançant l'effet d'aléa moral. Dans notre cas, nous pouvons penser à un *biais informatif* ou un *biais de cadrage* (framing effect) [Banerjee et al. (2014), Kahneman and Tversky (1979)]. En particulier, nous pouvons supposer que les dirigeants ou représentants du personnel des entreprises dont les indemnités sont alignées sur le niveau minimum légal (profil 1)²⁷ vont avoir tendance à peu communiquer sur cette question auprès de leurs salariés. À l'inverse, elle va être plus abordée, car nécessitant plus d'explications, au sein des entreprises proposant des indemnités supérieures seulement après une certaine durée d'absence. Ce supplément d'informations met probablement plus en avant les aspects négatifs de la période de carence par rapport aux périodes de compensation de salaires totale ou partielle. Les salariés de ces dernières entreprises pourraient ainsi, par rapport aux salariés sujets au profil d'indemnité minimale, avoir davantage conscience des pertes financières occasionnées par les arrêts courts en raison des jours de carence et leur accorder plus d'importance lors de leur arbitrage entre s'absenter ou non, conduisant à un moindre absentéisme.

Nos résultats confirment ainsi qu'il existerait une hétérogénéité des réponses comportementales au niveau d'indemnité des arrêts maladie : une plus grande générosité du système de compensation n'est pas forcément associée à un plus fort recours aux arrêts maladie [Pettersson-Lidbom and Thoursie (2013) ; Ziebarth (2013)] et a probablement des effets distincts sur les marges intensives et extensives, en fonction du schéma proposé (jours de carence, taux de remplacement progressifs, etc). Comme les suppléments de compensation accordés par les conventions collectives aux salariés d'une branche ont été négociés en tenant compte de la pénibilité, il nous reste à examiner si nos estimations confirment aussi les résultats des précédents travaux empiriques relatifs aux liens entre mauvaises conditions de travail et arrêts maladie alors qu'ils ne tenaient pas compte des conditions d'indemnité.

4.5.4 Le rôle majeur des risques psychosociaux dans la dégradation de l'état de santé et le recours accru aux arrêts maladie

Une fois les différences de caractéristiques individuelles, d'emploi et de compensations salariales en cas d'absence contrôlées, des disparités significatives dans les comportements d'arrêts maladie persistent entre salariés exposés à certains facteurs de pénibilité et ceux qui ne le sont pas. Toutefois, un recours plus important aux arrêts maladie n'est associé qu'à seulement 3 risques professionnels sur les 10 étudiés : les expositions aux postures pénibles et aux deux contraintes psychosociales (job strain et isostrain). Ainsi, les écarts observés dans le tableau 20 de statistiques descriptives, concernant le nombre de jours d'absence cumulés selon l'exposition ou non à la manutention de charges lourdes, aux vibrations mécaniques et aux facteurs caractérisant un environnement physique agressif (nuisances sonores, agents CMR) sont en-

27. Soit parce qu'elle ne dispose d'aucune convention collective, soit parce que la convention collective dont elle dispose ne prévoit pas des niveaux d'indemnité supérieurs au minimum légal.

tièrement attribuables à la non-homogénéité des populations exposées et non-exposées en termes de profils de salariés, de catégories socioprofessionnelles, de fonctions occupées, de taille d'entreprise ou de conditions d'indemnisation. Il en est de même pour les différences de taux moyens d'arrêts maladie au détriment des salariés effectuant un travail posté ou répétitif, que nous avons aussi mis précédemment en évidence (tableau 20). D'ailleurs, l'ensemble de ces facteurs de pénibilité non significatifs dans les équations de recours aux arrêts maladie, ne le sont pas non plus dans les équations d'état de santé déclaré, à l'exception du port répété de charges lourdes. Nous pouvons supposer que les effets néfastes sur la santé de ces expositions (hors port de charges lourdes), largement documentés dans la littérature médicale²⁸, ne surviennent qu'après un temps de latence important et ne joueraient donc sur les arrêts de travail qu'à long terme [Lund et al. (2006)] et en cas d'exposition prolongée durant la carrière professionnelle, ce que nous ne pouvons pas mesurer à partir de notre base de données.

La manutention répétée de charges lourdes est, elle, associée à une détérioration de l'état de santé perçu à plus court terme. Plus précisément, son impact sur la probabilité de déclarer un mauvais état de santé s'élève à 0,7 point (tableau 25). Ainsi, 18% de la déclaration d'un mauvais état de santé chez les salariés exposés au port de charges lourdes s'expliquerait par ce facteur de pénibilité²⁹. Autrement dit, si les salariés portant des charges lourdes n'étaient pas exposés à cette pénibilité, leur probabilité de déclarer un mauvais état de santé serait de 3,2%, au lieu de 3,9%. Toutefois, malgré leur moins bon état de santé, les salariés exposés à ce risque professionnel ne présentent pas plus de comportements d'absence pour maladie. Selon le modèle théorique proposé par Afssa and Givord (2009) et Afssa and Givord (2014), nous pouvons supposer que les incitations à prendre un arrêt maladie en raison de la dépréciation plus rapide de leur capital santé ("*effet santé*" [Grossman (1972)]) pourraient être limitées par un "*effet salaire*" désincitatif, dû au fait que ces travaux pénibles sont mieux rémunérés, toutes choses étant égales par ailleurs. Cet "*effet salaire*" peut aussi être invoqué pour expliquer le moindre absentéisme des travailleurs de nuit réguliers (nombre d'épisodes et de jours cumulés d'absence). Même si ces derniers déclarent des états de santé similaires aux travailleurs de jour, ils ont tendance à avoir moins recours aux arrêts maladie car leurs rémunérations sont souvent majorées. Ainsi, le fait de travailler de nuit régulièrement diminue de 0,9 point de pourcentage la probabilité d'avoir connu au moins 3 épisodes d'arrêts dans l'année et de 1,2 point la probabilité de s'être absenté plus de 15 jours, toutes choses étant égales par ailleurs. Toutefois, dans les faits, les travailleurs de nuit ont, en moyenne,

28. Par exemple, le travail répétitif est souvent à l'origine d'atteintes de l'appareil locomoteur (troubles musculo-squelettiques, hernies discales, lombalgies) et l'exposition régulière aux vibrations mécaniques peut, en plus, provoquer l'apparition de pathologies des articulations du poignet ou du coude et des troubles de la sensibilité des doigts. En outre, même si dans de nombreuses situations, les expositions à des agents CMR sur les lieux de travail ne sont pas les seuls facteurs en cause, elles peuvent avoir un effet décisif dans le déclenchement de cancers ou d'effets génotoxiques.

29. $0,7/3,9=0,18$, sachant que 3,9% est la proportion de salariés exposés au port de charges lourdes ayant déclaré un mauvais état de santé.

un nombre de jours d'absence cumulés plus élevé (tableau 20) non seulement en raison de leurs caractéristiques individuelles et d'emploi, mais aussi de leur surexposition fréquente à d'autres facteurs de pénibilité, notamment aux risques psychosociaux.

Nos régressions mettent effectivement en évidence que l'exposition aux contraintes psychosociales en milieu professionnel est associée à une détérioration de la santé à court terme et à un surcroît de prise d'arrêts maladie. Les salariés en situation de tension au travail (job strain) ont une probabilité de déclarer un mauvais état de santé supérieur de 1,2 point de pourcentage par rapport à leurs homologues non concernés par ce risque professionnel. Cet écart atteint même 1,8 point de pourcentage pour les salariés qui sont soumis en plus à un faible soutien professionnel ou émotionnel de la part de leurs collègues ou de leurs supérieurs hiérarchiques (isostrain). Cet effet marginal est près de 2,5 fois plus élevé que celui du port répété de charges lourdes. Entre 25%³⁰ et 30%³¹ du mauvais état de santé ressenti chez les salariés en situation de job strain ou d'isostrain s'expliquerait ainsi par le fait même de subir ce type de contraintes psychosociales. Une conséquence directe est que les salariés exposés à ces risques psychosociaux ont une probabilité plus importante de connaître plusieurs épisodes d'arrêts maladie dans l'année (+1 pt pour 3 arrêts maladie ou plus) et une durée cumulée d'absence supérieure à 15 jours (+1,3 pt). Selon nos résultats, la tension au travail (seule ou couplée avec un faible soutien professionnel ou émotionnel) expliquerait à elle seule plus de 15% de ces épisodes multiples d'arrêts maladie et 13% des durées annuelles d'absence supérieures à 2 semaines. Les contraintes psychosociales en milieu professionnel sont ainsi des facteurs de risques majeurs pour l'état de santé des salariés et la maîtrise des indemnités journalières. Nous confirmons donc les conclusions de précédentes études nationales et internationales [North et al. (1996); Labriola, Christensen, Lund, Nielsen and Diderichsen (2006); Böckerman and Ilmakunnas (2008); Laaksonen et al. (2010); Niedhammer et al. (2013); Lesuffleur et al. (2014); Niedhammer et al. (2017); Niedhammer et al. (2018)], et la pertinence des préconisations des grands organismes de prévention, tels que l'Agence européenne pour la santé et la sécurité au travail (EU-OSHA), le National Institute for Occupational Safety and Health (NIOSH) aux États-Unis, ou encore le Health and Safety Executive (HSE) au Royaume-Uni, qui incitent les entreprises à intervenir en prévention sur les risques psychosociaux et celles des récents plans de santé au travail tenant de plus en plus compte des questions de santé mentale.

30. $1,2/4,8=0,25$, sachant que 4,8% est la proportion de salariés en situation de job strain ayant déclaré un mauvais état de santé

31. $1,8/6,1=0,30$, sachant que 6,1% est la proportion de salariés en situation d'isostrain ayant déclaré un mauvais état de santé

TABLE 25 – Effets marginaux des variables de profils d’indemnisation et de risques professionnels

	Modèle 1 : $sante_i, nbam_i$			Modèle 2 : $sante_i, nbj_i$		
	Pr(état santé mauvais)	Pr(état santé moyen)	Pr(3 AM ou plus)	Pr(état santé mauvais)	Pr(état santé moyen)	Pr(nbj >15)
Profils d’indemnisation						
Profil 1 (indem. minimale)	-	-	Réf.	-	-	Réf.
Profil 2 (indem. 100%)	-	-	+0,6	-	-	+0,9
Profil 3 (100% après 2-3j carence)	-	-	-0,8	-	-	-1,1
Profil 4 (indem. minimale sauf 60 ^e j)	-	-	ns	-	-	ns
Profil 5 (carence, 100% au 6 ^e et 30 ^e j puis partielle)	-	-	ns	-	-	ns
Profil 6 (indem. partielle sans carence)	-	-	-0,8	-	-	ns
Profil 7 (indem. 100% sauf 60 ^e j)	-	-	ns	-	-	ns
Profil 8 (indem. minimale, 100% dès 30 ^e j)	-	-	-0,8	-	-	-1,4
Profil 9 (Autre)	-	-	-1,1	-	-	-1,9
Risques professionnels						
<i>Contraintes physiques marquées</i>						
Port répété de charges lourdes	+0,7	+3,8	ns	+0,7	+3,8	ns
Postures pénibles	ns	ns	+0,4	ns	ns	ns
Vibrations mécaniques	ns	ns	ns	ns	ns	ns
<i>Environnement physique agressif</i>						
Nuisances sonores	ns	ns	ns	ns	ns	ns
Expositions à des agents CMR	ns	ns	ns	ns	ns	ns
<i>Rythmes de travail atypiques</i>						
Travail de nuit régulier	ns	ns	-0,9	ns	ns	-1,2
Travail posté	ns	ns	ns	ns	ns	ns
Travail répétitif	ns	ns	ns	ns	ns	ns
<i>Risques psychosociaux</i>						
Jostrain	+1,2	+6,3	+1,1	+1,2	+6,3	+1,3
Isostrain	+1,8	+9,2	+1,0	+1,8	+9,2	+1,4
Nbre d’observations	12 112	12 112	12 112	12 112	12 112	12 112

Notes : ns : non significatif à 5% et 10%.

Le principal enseignement politique de nos résultats est que l’amélioration des conditions de travail en vue d’atteindre une meilleure soutenabilité psychique, doit faire partie intégrante de tout schéma qui vise à réduire l’absentéisme au travail et/ou maintenir les seniors en activité. En effet, plusieurs études ont, d’une part, mis en évidence que les arrêts maladie pour troubles anxieux ou psychosociaux sont des prédicteurs importants de situations d’invalidité futures [Kivimäki et al. (2007), Karlsson et al. (2008), Vaez et al. (2007)]. Ainsi, les effets néfastes des contraintes psychosociales que nous avons observés sur la santé à court terme auraient

également des répercussions à plus long terme. D'autre part, ces conditions de travail pénibles semblent avoir un plus fort impact quantitatif sur l'absentéisme que la générosité des compensations salariales offertes. Par exemple, les effets marginaux des expositions à une situation de job strain ou d'isostrain sur la probabilité de s'absenter 3 fois ou plus au cours de l'année sont quasiment deux fois plus importants que celui d'un maintien intégral des rémunérations en cas d'arrêt (au moins durant les 60 premiers jours : profil 2). C'est pourquoi, le principal levier de réduction de l'absentéisme nous semble davantage être une remise en cause de certaines formes d'organisation et de management, avec en parallèle la mise en place de plans de prévention des risques psychosociaux instaurant des cessions de formation et d'information. Ces mesures préventives contre les risques professionnels sont d'autant plus à privilégier qu'en luttant contre l'absentéisme par une baisse des indemnités offertes en cas de maladie, le risque d'accroître le présentéisme est important. Or, cette pratique n'a cessé d'augmenter en France [Hamon-Cholet and Lanfranchi (2021)], avec en 2016, plus d'un jour de maladie sur quatre (27%) se traduisant par du présentéisme [Inan (2020)]. De plus, certaines études estiment que le présentéisme entraîne des coûts supérieurs à ceux de l'absentéisme [Skagen and Collins (2016)]. Dès lors, l'amélioration des conditions de travail apparaît comme une solution qui permettrait de jouer sur ces deux dimensions, à savoir réduire la propension des salariés à l'absentéisme et au présentéisme [Inan (2020)].

4.6 Conclusion

La question du recours à l'arrêt de travail est l'une des plus complexes du champ de la gestion du risque maladie, tant elle est marquée par une très forte interdépendance avec le social, l'économique, le politique et évidemment la santé. Comprendre ses déterminants revêt des enjeux majeurs en termes non seulement de maîtrise des dépenses en indemnités journalières et des pertes de productivité, mais aussi de santé publique. Depuis plusieurs décennies, l'absentéisme est en effet reconnu comme un indicateur pertinent de la santé au travail, ou encore des potentiels dysfonctionnements en la matière. Au vu de ce contexte, notre étude propose une stratégie empirique permettant d'éclairer le rôle des risques professionnels sur le recours aux arrêts maladie en France. Sa première originalité, grâce à la richesse et qualité de la base de données SUMER, est d'étudier simultanément un grand nombre de conditions de travail, reflétant à la fois les contraintes physiques et psychosociales subies par les salariés, et de pouvoir comparer leur importance relative, alors que l'approche la plus usuelle dans la littérature est de se concentrer sur un, ou peu, de ces facteurs de pénibilité.

La deuxième originalité de notre étude est d'appréhender la question des relations entre conditions de travail et absentéisme, tout en tenant compte du fait que les salariés n'ont pas le même état de santé, et qu'ils ne sont pas soumis aux mêmes conditions de compensations sa-

lariales en cas d'arrêt de travail. En considérant conjointement l'ensemble de ces dimensions, notre approche est plus multifactorielle et globale que la majorité des précédentes études sur ce sujet, et d'autant plus si nous considérons les rares études dans le contexte français [Afsa and Givord (2009) ; Niedhammer et al. (2013) ; Afsa and Givord (2014)]. Les contreparties ont été un important travail de collecte et de transcription des textes des conventions collectives afin d'enrichir la base SUMER d'informations concernant les indemnisations, et le recours à un modèle de régression ordonnée bivariée généralisée afin de s'affranchir des problèmes d'endogénéité entre état de santé et arrêt maladie. D'ailleurs, cette spécification économétrique où la distribution jointe des termes d'erreur des équations du système d'équations simultanées est représentée par une fonction copule, outil désormais populaire pour modéliser des risques multivariés mais à notre connaissance jamais utilisé dans ce contexte, est en soi une troisième originalité. Elle permet notamment une meilleure qualité d'ajustement et l'obtention de résultats plus robustes.

Nos résultats mettent en évidence qu'à court terme, l'exposition au port répété de charges lourdes est associée à un état de santé altéré, mais non à un plus important recours aux arrêts maladie. En revanche, l'exposition à des postures pénibles ne se traduit pas par un moindre état de santé général ressenti, mais par de plus fréquents épisodes d'arrêts maladie au cours de l'année. Ceci confirme que tous les indicateurs de santé (état général déclaré, nombre d'épisodes d'arrêts maladie et nombre de jours d'absence cumulés) ne sont pas forcément influencés par les mêmes facteurs de pénibilité, car certains jouent davantage sur les marges intensives qu'extensives et qu'ils peuvent avoir des effets néfastes qui se déclarent à des temporalités différentes, plus à même d'être captés par un indicateur plutôt qu'un autre. En outre, dans les décisions de recours aux arrêts maladie, la dimension médicale n'est pas la seule à entrer en ligne de compte. Des considérations sociales et économiques semblent déterminantes comme le suggère par exemple l'influence significative de certains profils d'indemnisation sur les arrêts de travail.

L'exposition à des risques psychosociaux fait exception en ayant une influence significative à court terme à la fois sur l'état de santé déclaré mais aussi sur la fréquence et la durée cumulée des absences pour maladie au cours d'une année. En outre, elle se démarque des autres facteurs de pénibilité du point de vue de l'ampleur de son effet en termes d'inégalités de santé. Nos résultats confirment ainsi l'urgence de cibler prioritairement des mesures de prévention vers la lutte contre les risques psychosociaux. Ces préconisations font d'ailleurs écho à l'actualité récente relative à la question de la maîtrise des arrêts maladies en France qui est au centre de l'agenda politique actuel. Si le premier réflexe pour tenter de diminuer les arrêts maladie a souvent été l'accroissement des mesures de contrôle pour lutter contre les recours abusifs, il est aujourd'hui observé un véritable changement de paradigme qui se base davantage sur une logique préventive et non plus punitive. Le rapport intitulé « Plus

de prévention, d'efficacité, d'équité et de maîtrise des arrêts de travail », remis en février 2019 au premier ministre Edouard Philippe illustre parfaitement les prémices d'une prise de conscience de la nécessité d'un changement dans l'appréhension de cette problématique. D'abord, le rapport a été l'occasion de rappeler que les abus dans le recours aux arrêts maladie ne représentent qu'une très faible proportion des arrêts, et qu'une augmentation des contrôles ne semble pas être une solution pertinente. Ensuite, et c'est d'ailleurs le message principal de ce document comme peut en témoigner le choix du premier chapitre intitulé « prévenir et ainsi éviter les arrêts », le rapport fait état de la nécessité de l'émergence d'une « véritable culture de prévention » au travail qui impliquerait l'ensemble des acteurs concernés par la problématique des arrêts de travail (entreprises, salariés, assureurs, etc.). Le projet de loi n°378 déposé en février 2021 et adopté par l'Assemblée nationale pour « renforcer la prévention en santé au travail »³², qui vise à transposer l'accord national interprofessionnel (ANI) en vue de réformer la santé au travail et d'un décloisonnement entre la santé publique et la santé au travail, illustre également très bien ce changement de paradigme de la part des pouvoirs publics marqué par cette volonté d'un développement d'une culture de la prévention au sein des entreprises, et notamment concernant la question de l'exposition des salariés aux conditions de travail pénibles. Ce projet de loi inclut par exemple la transformation des « services de santé au travail (SST) » par les « services de prévention et de santé au travail (SPST) » qui voient notamment leurs missions étendues à l'évaluation et la prévention des risques professionnels ainsi qu'aux actions de la promotion de la santé sur le lieu de travail. D'ailleurs, les acteurs de l'assurance, dans leur gestion des risques psychosociaux en particulier et des risques professionnels en général, ne se contentent pas de se questionner sur leur financement en tant que risques assurables, mais proposent en grande majorité des services de conseil et d'accompagnement sur la gestion des ressources humaines et le déploiement de certains programmes et ateliers de prévention. Il serait donc intéressant, dans de futures recherches, d'évaluer leur efficacité sur la santé des salariés, leurs recours aux arrêts maladie et leur productivité.

32. Pour plus de détails, consulter le site : <https://www.senat.fr/leg/ppl20-378.html>.

4.7 Annexes

4.7.1 Questionnaire de Karasek et construction des variables *job strain* et *iso strain* (Source : Guignon et al. (2008))

Ce questionnaire évalue trois dimensions de l'environnement psychosocial au travail : la demande psychologique, la latitude décisionnelle et le soutien social.

L'axe "demande psychologique", qui regroupe trois sous-axes :

- Quantité - Rapidité
 - Question 10 : Mon travail me demande de travailler très vite
 - Question 12 : On me demande d'effectuer une quantité de travail excessive
 - Question 13 : Je dispose du temps nécessaire pour exécuter correctement mon travail
- Complexité - Intensité
 - Question 14 : Je reçois des ordres contradictoires de la part d'autres personnes
 - Question 11 : Mon travail me demande de travailler intensément
 - Question 15 : Mon travail demande de longues périodes de concentration intense
- Morcellement - Prévisibilité
 - Question 16 : Mes tâches sont souvent interrompues avant d'être achevées, nécessitant de les reprendre plus tard
 - Question 17 : Mon travail est très bousculé
 - Question 18 : Attendre le travail de collègues au d'autres départements ralentit souvent mon propre travail

Le score de demande psychologique est donné par la formule : $Q10 + Q11 + Q12 + (5 - Q13) + Q14 + Q15 + Q16 + Q17 + Q18$.

L'axe "latitude décisionnelle", qui regroupe trois sous-axes :

- Latitude ou marges de manœuvre
 - Question 4 : Mon travail me permet de prendre souvent des décisions moi-mêmes
 - Question 6 : Dans ma tâche j'ai très peu de libertés pour décider comment je fais mon travail
 - Question 8 : J'ai la possibilité d'influencer le déroulement de mon travail

- Utilisation actuelle des compétences
 - Question 2 : Dans mon travail, j'effectue des tâches répétitives
 - Question 5 : Mon travail demande un haut niveau de compétence
 - Question 7 : Dans mon travail, j'ai des activités variées
- Développement des compétences
 - Question 1 : Dans mon travail, je dois apprendre des choses nouvelles
 - Question 3 : Mon travail me demande d'être créatif
 - Question 9 : J'ai l'occasion de développer mes compétences professionnelles

Le score de latitude décisionnelle est donné par la formule : $4 \times Q4 + 4 \times (5 - Q6) + 4 \times (Q8) + 2 \times (5 - Q2) + 2 \times (Q5) + 2 \times (Q7 + 2 \times (Q1) + 2 \times (Q3) + 2 \times (Q9))$.

L'axe "soutien social", qui regroupe deux sous-axes et selon la provenance (des supérieurs ou des collègues) :

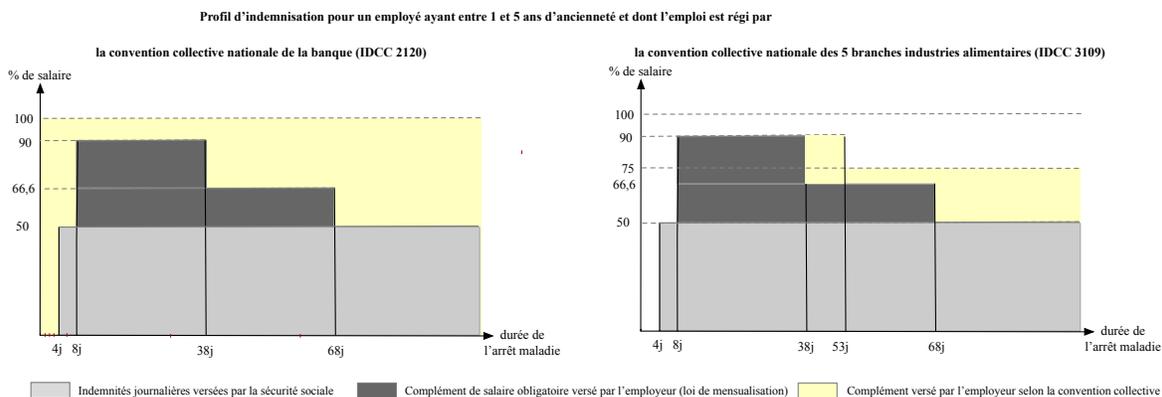
- Le soutien professionnel
 - *par les supérieurs* :
 - Question 22 : Mon supérieur réussit facilement à faire collaborer ses subordonnés
 - Question 21 : Mon supérieur m'aide à mener ma tâche à bien
 - *par les collègues* :
 - Question 23 : Les collègues avec qui je travaille sont des gens professionnellement compétents
 - Question 26 : Les collègues avec qui je travaille m'aident à mener les tâches à bien
- Le soutien émotionnel
 - *par les supérieurs* :
 - Question 20 : Mon supérieur prête attention à ce que je dis
 - Question 19 : Mon supérieur se sent concerné par le bien-être de ses subordonnés
 - *par les collègues* :
 - Question 25 : Les collègues avec qui je travaille sont amicaux
 - Les collègues avec qui je travaille me manifestent de l'intérêt

Le score de soutien social est donné par la formule : $Q19 + Q20 + Q21 + Q22 + Q23 + Q24 + Q25 + Q26$.

4.7.2 Construction des profils d'indemnisation à partir des textes des conventions collectives

Les taux d'indemnisation d'un salarié en cas d'arrêt maladie varient fortement selon la générosité de la convention collective à laquelle il est sujet. La figure 12 illustre ces différences en reportant l'exemple du profil d'indemnisation de deux conventions particulières (pour une ancienneté et une PCS donnée).

FIGURE 12 – Exemples de prise en charge des arrêts maladie



Pour chaque convention collective et niveau d'ancienneté (en déclinant au besoin par PCS si des dispositions particulières existent), nous avons construit 6 variables catégorielles reflétant le taux d'indemnisation à 1, 2, 3, 6, 30 et 60 jours d'arrêts maladie, chacune comprenant 3 modalités possibles : prise en charge minimale légale, indemnisation partielle, indemnisation totale. Par exemple, pour les deux schémas de la figure 12, les régimes d'indemnisation se résument par :

	Niveau d'indemnisation à					
	1 jour	2 jours	3 jours	6 jours	30 jours	60 jours
IDCC 2120	Totale	Totale	Totale	Totale	Totale	Totale
IDCC 3109	Minimale	Minimale	Minimale	Minimale	Minimale	Partielle

En codant ainsi l'ensemble des conventions collectives de notre échantillon, il ressort 27 schémas d'indemnisation différents, qui sont reportés dans le tableau 27. Certains concernant de faibles effectifs, nous avons effectué un regroupement et gardé 9 profils d'indemnisation comme variable de contrôle dans nos modélisations.

TABLE 27 – Regroupement des profils d’indemnisation

	Niveau d’indemnisation à						Effectif	%
	1 jour	2 jours	3 jours	6 jours	30 jours	60 jours		
Profil 1	Minimale	Minimale	Minimale	Minimale	Minimale	Minimale	3758	31,0%
Profil 2	Totale	Totale	Totale	Totale	Totale	Totale	3976	32,8%
Profil 3	Minimale	Minimale	Minimale	Totale	Totale	Totale	735	6,1%
	Minimale	Minimale	Totale	Totale	Totale	Totale	141	1,2%
Profil 4	Minimale	Minimale	Minimale	Minimale	Minimale	Partielle	623	5,1%
Profil 5	Minimale	Minimale	Minimale	Totale	Totale	Minimale	231	1,9%
	Minimale	Minimale	Minimale	Totale	Totale	Partielle	589	4,9%
	Minimale	Minimale	Totale	Totale	Totale	Partielle	4	0,0%
Profil 6	Partielle	Partielle	Partielle	Partielle	Minimale	Minimale	19	0,2%
	Partielle	Partielle	Partielle	Partielle	Minimale	Partielle	296	2,4%
	Partielle	Partielle	Partielle	Partielle	Minimale	Totale	13	0,1%
	Partielle	Partielle	Partielle	Partielle	Totale	Totale	3	0,0%
Profil 7	Totale	Totale	Totale	Totale	Minimale	Minimale	12	0,1%
	Totale	Totale	Totale	Totale	Totale	Minimale	295	2,4%
	Totale	Totale	Totale	Totale	Totale	Partielle	258	2,1%
Profil 8	Minimale	Minimale	Minimale	Minimale	Totale	Minimale	136	1,1%
	Minimale	Minimale	Minimale	Minimale	Totale	Partielle	201	1,7%
	Minimale	Minimale	Minimale	Minimale	Totale	Totale	283	2,3%
Profil 9	Minimale	Minimale	Minimale	Minimale	Minimale	Totale	79	0,7%
	Minimale	Minimale	Minimale	Minimale	Partielle	Partielle	17	0,1%
	Minimale	Minimale	Minimale	Partielle	Minimale	Minimale	90	0,7%
	Minimale	Minimale	Minimale	Partielle	Minimale	Partielle	220	1,8%
	Minimale	Minimale	Minimale	Partielle	Partielle	Minimale	20	0,2%
	Minimale	Minimale	Minimale	Partielle	Totale	Partielle	13	0,1%
	Minimale	Minimale	Minimale	Partielle	Totale	Totale	27	0,2%
	Minimale	Minimale	Minimale	Totale	Minimale	Partielle	33	0,3%
	Minimale	Minimale	Partielle	Partielle	Minimale	Partielle	40	0,3%

4.7.3 Appariement entre la base SUMER et les profils d’indemnisation issus des conventions collectives

Pour attribuer un profil d’indemnisation aux répondants de l’enquête SUMER, nous avons utilisé la table de passage de la DARES entre les conventions collectives (Code IDCC) et les secteurs d’activité (Code APE). Chaque salarié a été apparié à la *convention collective majoritaire* de son secteur d’activité. Par exemple, pour le secteur d’activité *Projection de films cinématographiques* (code APE 5914Z), la table de passage reporte que 91,6% des salariés étaient couverts par la convention collective *Exploitations cinématographiques* (code IDCC 01307) au 31 décembre 2017. Nous avons ainsi attribué les profils d’indemnisation associés à la convention collective IDCC 01307 aux salariés du secteur 5914Z de la base SUMER.

Toutefois, pour que cette démarche d’appariement garde du sens, nous avons exclu de notre

échantillon les salariés appartenant à des secteurs d'activité pour lesquels nous avons une très grande diversité des conventions collectives appliquées, de telle sorte que la convention collective majoritaire ne couvrirait qu'une faible proportion des salariés du secteur. Par exemple, pour un certain nombre de secteurs rattachés à la métallurgie, il existe une multitude de conventions collectives s'appliquant, notamment car elles varient souvent d'un département à l'autre et selon les catégories socioprofessionnelles. Ainsi, la convention collective majoritaire pouvait couvrir moins de 10% des salariés. Ne disposant pas dans la base SUMER d'informations sur le département de l'entreprise, nous avons exclu les salariés de ces secteurs de notre étude afin d'éviter de leur attribuer un mauvais profil d'indemnisation. En outre, les salariés du secteur agricole et des autres secteurs pour lesquels aucun code IDCC n'était reporté dans la table de passage en raison d'un taux de couverture faible par les conventions collectives ont également été exclus de notre analyse.

4.7.4 Ecriture mathématique des copules

Afin de retenir les spécifications de régression bivariée ordonnée généralisée les plus adaptées pour expliquer l'état de santé déclaré et le nombre d'arrêts maladie ou le nombre de jours d'arrêts à partir de l'enquête SUMER 2017, nous avons mis en concurrence les fonctions copules suivantes :

- *Gaussienne* : $c(u_1, u_2) = \Phi_2(\Phi^{-1}(u_1), \Phi^{-1}(u_2); \theta)$ avec $\Phi_2(\cdot, \cdot; \theta)$ la fonction de répartition d'une loi normale bivariée de coefficient $-1 \leq \theta \leq 1$ et Φ^{-1} l'inverse de la fonction de répartition d'une loi normale univariée $N(0, 1)$;
- *Clayton* : $c(u_1, u_2) = [\max\{u_1^{-\theta} + u_2^{-\theta} - 1, 0\}]^{-1/\theta}$ pour $-1 \leq \theta < 0$ et $0 < \theta < +\infty$ et $c(u_1, u_2) = u_1 \cdot u_2$ pour $\theta = 0$;
- *Frank* : $c(u_1, u_2) = -\frac{1}{\theta} \left(1 + \frac{(e^{-\theta \cdot u_1} - 1)(e^{-\theta \cdot u_2} - 1)}{e^{-\theta} - 1} \right)$ pour $\theta \neq 0$ et $c(u_1, u_2) = u_1 \cdot u_2$ pour $\theta = 0$;
- *Gumbel* : $c(u_1, u_2) = \exp\left(-[(-\ln u_1)^\theta + (-\ln u_2)^\theta]^{1/\theta}\right)$ pour $\theta \geq 1$;
- *Joe* : $c(u_1, u_2) = 1 - [(1 - u_1)^\theta + (1 - u_2)^\theta - (1 - u_1)^\theta(1 - u_2)^\theta]^{1/\theta}$ pour $\theta \geq 1$.

De plus, nous avons autorisé ou non les distributions marginales à être un mélange de deux distributions normales en imposant des restrictions sur π_1 et π_2 dans l'équation suivante :

$$F_j(\varepsilon) = \pi_j \Phi\left(\frac{\varepsilon - \mu_{j1}}{\sigma_{j1}}\right) + (1 - \pi_j) \Phi\left(\frac{\varepsilon - \mu_{j2}}{\sigma_{j2}}\right), j = 1, 2 \quad (4.5)$$

où π_j est le paramètre de mélange compris entre 0 et 1, (μ_{j1}, μ_{j2}) et $(\sigma_{j1}, \sigma_{j2})$ les paramètres de positionnement et de dispersion satisfaisant les conditions de normalisation de moyenne nulle et de variance unitaire. 4 cas de figure ont été envisagés : i) Aucun mélange : $\pi_1 = \pi_2 = 0$;

ii) Mélange seulement pour $F_1(\cdot)$: $\pi_2 = 0$; iii) Mélange seulement pour $F_2(\cdot)$: $\pi_1 = 0$; iv) Mélange pour $F_1(\cdot)$ et $F_2(\cdot)$: pas de restriction spécifique sur π_1 et π_2 .

Bibliographie

- Afsa, C. and Givord, P. (2009), ‘Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie : le cas des horaires irréguliers’, *La Documentation française* .
- Afsa, C. and Givord, P. (2014), ‘The impact of working conditions on sickness absence : a theoretical model and an empirical application to work schedules?’, *Empirical Economics* (46), 285–305.
- Algava, E. (2014), ‘Le travail de nuit en 2012’, *Dares Analyses* **62**.
- Allebeck, P. and Mastekaasa, A. (2004), ‘Chapter 3. causes of sickness absence : research approaches and explanatory models’, *Scandinavian Journal of Public Health* **32**, 36–43.
- Allen, S. G. (1981a), ‘Compensation, safety and absenteeism : Evidence from the paper industry’, *Industrial and Labor Relations Review* **34**(2), 207–218.
- Allen, S. G. (1981b), ‘An empirical model of work attendance’, *The Review of Economics and Statistics* **63**(1), 77–87.
- Allen, S. G. (1983), ‘How much does absenteeism cost?’, *The Journal of Human Resources* **18**(3), 379–393.
- Amira, S. and Ast, D. (2014), ‘Des risques professionnels contrastés selon les métiers’, *DARES Analyses* **39**.
- Andren, D. (2014), “never on a sunday’ : Economic incentives and short-term sick leave in sweden’, *Labour* **28**(1), 40–63.
- Arnaudo, B., Hamou-Cholet, S. and Waltisperger, D. (2006), ‘Les contraintes posturales et articulaires au travail’, *Document du Médecin du travail* (107), 329–336.
- Arnaudo, B., Léonard, M., Sandret, S., Cavet, M., Coutrot, T. and Rivalin, R. (2012), ‘L’évolution des risques professionnels dans le secteur privé entre 1994 et 2010 : premiers résultats de l’enquête sumer’, *Références en Santé au Travail* (130).

- Aronsson, G. and Gustafsson, K. (2005), ‘Sickness presenteeism : prevalence, attendance-pressure factors, and an outline of a model for research’, *Journal of Occupational Environmental Medicine* **47**(9), 958–966.
- Aronsson, G., Gustafsson, K. and Dallner, M. (2000), ‘Sick but yet at work. an empirical study if sickness presenteeism’, *Journal of Epidemiology and Community Health* **54**(7), 502–509.
- Balchin, J. and Wooden, M. (1995), ‘Absence penalties and work attendance’, *The Australian Economic Review* **28**(4), 43–58.
- Banerjee, S., de Vries, F. P., Hanley, N. and van Soest, D. P. (2014), ‘The impact of information provision on agglomeration bonus performance : An experimental study on local networks’, *American Journal of Agricultural Economics* **96**, 1009–1029.
- Barmby, T. and Larguem, M. (2009), ‘Coughs and sneezes spread diseases : An empirical study of absenteeism and infectious disease’, *Journal of Health Economics* **28**(5), 1012–1017.
- Barmby, T., Sessions, J. and Treble, J. (1994), ‘Absenteeism, efficiency wages and shirking’, *The Scandinavian Journal of Economics* **96**(4), 561–564.
- Barnay, T. (2016), ‘Health, work and working conditions : a review of the european economic literature’, *European Journal of Health Economics* **17**, 693–709.
- Barnay, T., Juin, S. and Legal, R. (2013), ‘Les disparités de prise d’arrêts maladie entre secteurs d’activité en france : une analyse longitudinale sur données administratives’, *Document de Travail Erudite* (6), 121–125.
- Barnay, T., Juin, S. and Legal, R. (2014), ‘Disparities in taking sick leave between sectors of activity in France : a longitudinal analysis of administrative data’, *TEPP Working Paper* (2014-1).
- Barnay, T., Sauze, D. and Sultan-Taïeb, H. (2010), ‘La santé au travail : une préoccupation multiforme pour les économistes’, *Revue Française des Affaires Sociales* **4**, 7–25.
- Ben Halima, M. A., Debrand, T. and Regaert, C. (2011), ‘Comprendre les disparités des arrêts maladie selon les départements’, *Revue Française d’Economie* **26**(4), 1–25.
- Ben Halima, M. A., Koubi, M. and Regaert, C. (2018), ‘The effects of the complementary compensation on sickness absence : an approach based on collective bargaining agreements in france’, *LABOUR* **32**(3), 353–394.
- Ben Halima, M. A. and Regaert, C. (2013), ‘Duration of sick leave, income and health insurance : Evidence from French linked employer-employee data’, *Economics Bulletin* **33**(1), 46–55.

- Bergström, G., Bodin, L., Hagberg, J., Lindh, T., Aronsson, G. and Josephson, M. (2009), ‘Does sickness presenteeism have an impact on future general health?’, *International Archives of occupational and environmental health* **82**(10), 1179–1190.
- Bourbonnais, R. and Mondor, M. (2001), ‘Job strain and sickness absence among nurses in the province of Québec’, *American Journal of Industrial Medicine* **39**(2), 194–202.
- Brown, S. and Sessions, J. G. (1996), ‘The economics of absence : Theory and evidence’, *Journal of Economic Surveys* **10**(1), 23–53.
- Brown, S. and Sessions, J. G. (2004), ‘Absenteeism, ‘presenteeism’, and shirking’, *Economic Issues* **9**(1), 15–21.
- Böckerman, P. and Ilmakunnas, P. (2008), ‘Interaction of working conditions, job satisfaction, and sickness absences : Evidence from a representative sample of employees’, *Social Science & Medicine* **67**(4), 520 – 528.
- Böckerman, P., Kanninen, O. and Suoniemi, I. (2018), ‘A kink that makes you sick : The effect of sick pay on absence’, *Journal of Applied Econometrics* **33**(4), 568–579.
- Case, A. and Deaton, A. S. (2005), *Broken Down by Work and Sex : How Our Health Declines*, University of Chicago Press, chapter 6, pp. 185–212.
- Chadwick-Jones, J., Nicholson, N. and Brown, C. (1982), *Social psychology of absenteeism*, New-York : Praeger.
- Chatterji, M. and Tilley, C. J. (2002), ‘Sickness, absenteeism, presenteeism, and sick pay’, *Oxford Economic Papers* **54**(4), 669–687.
- Chaupain-Guillot, S. and Guillot, O. (2007), ‘Les absences au travail : une analyse à partir des données française du panel européen des ménages’, *Economie et Statistique* **408-409**, 45–80.
- Chaupain-Guillot, S. and Guillot, O. (2009), ‘Les absences au travail en europe : Quel impact du régime d’indemnisation maladie et de la législation de protection de l’emploi sur les comportements des salariés?’, *Travail et Emploi* (120), 17–31.
- Chemin, M. and Wasmer, E. (2009), Regional difference-in-differences in france using the german annexation of alsace-moselle in 1870-1918, in ‘NBER International Seminar on Macroeconomics 2008’, National Bureau of Economic Research, Inc, pp. 285–305.
- Coutrot, T., Memmi, S., Rosankis, N. and Sandret, N. (2018), ‘Enquête sumer 2016-2017 : bilan de la collecte’, *Référence en Santé au Travail* **156**, 19–27.
- Dale-Olsen, H. (2014), ‘Sickness absence, sick leave pay, and pay schemes’, *Labour* **28**(1), 40–63.

- De Paola, M., Scoppa, V. and Pupo, V. (2014), ‘Absenteeism in the italian public sector : The effects of changes in sick leave policy’, *Journal of Labor Economics* **32**(2), 337–360.
- Eurofound (2016), *Sixth European Working Conditions Survey - Overview report*, Luxembourg : Publications Office of the European Union.
- Frick, B. and Malo, M. A. (2008), ‘Labor market institutions and individual absenteeism in the european union : The relative importance of sickness benefit systems and employment protection legislation’, *Industrial Relations : A Journal of Economy and Society* **47**(4), 505–529.
- Greene, W. and Hensher, D. (2010), *Modeling Ordered Choices*, Cambridge Books, Cambridge University Press.
- Grignon, M. and Renaud, T. (2007), ‘Sickness and injury leave in france : moral hazard or strain ?’, *Document de travail de l’IRDES* (4).
- Grinza, E. and Rycx, F. (2020), ‘The impact of sickness absenteeism on firm productivity : New evidence from belgian matched employer-employee panel data’, *Industrial Relations* **59**(1), 150–194.
- Grossman, M. (1972), ‘On the concept of health capital and the demand for health’, *Journal of Political Economy* **80**(2), 223–255.
- Guignon, N., Niedhammer, I. and Sandret, N. (2008), ‘Les facteurs psychosociaux au travail : Une évaluation par le questionnaire de karasek dans l’enquête sumer 2003’, *Documents pour le Médecin du Travail* **115**, 389–398.
- Hamon-Cholet, S. and Lanfranchi, J. (2021), ‘Présentéisme pour maladie : une conséquence de l’organisation du travail ?’, *Connaissance de l’emploi* **170**, 1–4.
- Hansen, C. and Andersen, J. (2009), ‘Sick at work - a risk factor for long-term sickness absence at a later date ?’, *Journal of Epidemiology and Community Health* **63**(5), 397–402.
- Havet, N., Fournier, J., Stefanelli, J., Plantier, M. and Penot, A. (2020), ‘Disparate exposure to physically demanding working conditions in france’, *Revue d’Epidémiologie et de Santé Publique* **68**(6), 327–336.
- Havet, N., Huguet, M. and Tonietta, J. (2017), ‘L’exposition des travailleurs de nuit aux facteurs de pénibilité en france : les enseignements de l’enquête sumer 2010’, *Revue d’Epidémiologie et de Santé Publique* **65**(6), 397–407.
- Havet, N., Penot, A., Morelle, M., Perrier, L., Charbotel, B. and Fervers, B. (2017), ‘Varied exposure to carcinogenic, mutagenic, and reprotoxic (cmr) chemicals in occupational settings in france’, *International Archives of Occupational and Environmental Health* **90**(2), 227–241.

- Head, J., Kivimäki, M., Martikainen, P., Vahtera, J., Ferrie, J. E. and Marmot, M. G. (2006), ‘Influence of change in psychosocial work characteristics on sickness absence : the whitehall ii study’, *Journal of Epidemiology & Community Health* **60**(1), 55–61.
- Henrekson, M. and Persson, M. (2004), ‘The effects on sick leave of changes in the sickness insurance system’, *Journal of Labor Economics* **22**(1), 87–113.
- Hernández-Alava, M. and Pudney, S. (2016), ‘Bicop : A command for fitting bivariate ordinal regressions with residual dependence characterized by a copula function and normal mixture marginals’, *The Stata Journal* **16**(1), 159–184.
- Hirsch, B., Lechmann, D. S. J. and Schnabel, C. (2017), ‘Coming to work while sick : An economic theory of presenteeism with an application to german data’, *Oxford Economic Papers* **69**(4), 1010–1031.
- Inan, C. (2013), ‘Les absences au travail des salariés pour raisons de santé : un rôle important des conditions de travail’, *Dares Analyses* (9), 1–10.
- Inan, C. (2020), ‘Quel lien entre les conditions de travail et le présentéisme des salariés en cas de maladie?’, *Dares Analyses* **24**(août), 1–12.
- Johansson, P. and Palme, M. (1996), ‘Do economic incentives affect work absence ? empirical evidence using swedish micro data’, *Journal of Public Economics* **59**(2), 195–218.
- Johansson, P. and Palme, M. (2002), ‘Assessing the effect of public policy on worker absenteeism’, *Journal of Human Resources* **37**(2), 381–409.
- Kahneman, D. and Tversky, A. (1979), ‘Prospect theory : An analysis of decision under risk’, *Econometrica* **47**(2), 263–92.
- Karasek, R.-A. (1979), ‘Job demands, job decision latitude, and mental strain : implications for job redesign’, *Administrative Science Quarterly* **24**, 285–308.
- Karasek, R. A. and Theorell, T. (1990), *Healthy work. Stress, productivity, and the reconstruction of working life*, Basic Book. New-York.
- Karlsson, N. E., Carstensen, J. M., Gjesdal, S. and Alexanderson, K. A. E. (2008), ‘Risk factors for disability pension in a population-based cohort of men and women on long-term sick leave in sweden’, *European Journal of Public Health* **18**(3), 224–231.
- Kelly, B. J., Lewin, T. J., Stain, H. J., Coleman, C., Fitzgerald, M., Perkins, D., Carr, V. J., Fragar, L., Fuller, J., Lyle, D. and Beard, J. R. (2011), ‘Determinants of mental health and well-being within rural and remote communities’, *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology* **46**, 1331–1342.

- Kivimäki, M., Ferrie, J. E., Hagberg, J., Head, J., Westerlund, H., Vahtera, J. and Alexanderson, K. (2007), ‘Diagnosis-specific sick leave as a risk marker for disability pension in a swedish population’, *Journal of Epidemiological Community Health* **61**(10), 915–920.
- Knecht, D., Freppel, C. and Lépine, C. (2017), *Revue des dépenses : l’évolution des dépenses d’indemnités journalières*, Technical report, Inspection Générale des Finances.
- Laaksonen, M., Pitkaniemi, J., Rahkonen, O. and Lahelma, E. (2010), ‘Work arrangements, physical working conditions, and psychosocial working conditions as risk factors for sickness absence : Bayesian analysis of prospective data’, *Annals of Epidemiology* **20**(5), 332 – 338.
- Labriola, M., Christensen, K. B., Lund, T., Nielsen, M. L. and Diderichsen, F. M. (2006), ‘Multilevel analysis of workplace and individual risk factors for long-term sickness absence’, *Journal of Occupational and Environmental Medicine* **48**(9), 923–929.
- Labriola, M., Lund, T. and Burr, H. (2006), ‘Prospective study of physical and psychosocial risk factors for sickness absence’, *Occupational Medicine* **56**(7), 469–474.
- Lesuffleur, T., Chastang, J.-F., Sandret, N. and Niedhammer, I. (2014), ‘Psychosocial factors at work and sickness absence : Results from the French national SUMER survey’, *American Journal of Industrial Medicine* **57**(6), 695–708.
- Lohaus, D. and Habermann, W. (2019), ‘Presenteeism : A review and research directions’, *Human Resource Management Review* **29**(1), 43–58.
- Lund, T., Labriola, M., Christensen, K., Bültmann, U. and Villadsen, E. (2006), ‘Physical work environment risk factors for long term sickness : Prospective findings among a cohort of 5357 employees in denmark’, *The British Medical Journal* **332**, 449–452.
- Niedhammer, I., Bugel, I., Goldberg, M., Leclerc, A. and Guéguen, A. (1998), ‘Psychosocial factors at work and sickness absence in the gazel cohort : a prospective study’, *Occupational and Environmental Medicine* **55**(11), 735–741.
- Niedhammer, I., Chastang, J.-F., Sultan-Taïeb, H., Vermeulen, G. and Parent-Thirion, A. (2013), ‘Psychosocial work factors and sickness absence in 31 countries in europe’, *European Journal of Public Health* **23**(4), 622–629.
- Niedhammer, I., Lesuffleur, T., Labarthe, G. and Chastang, J.-F. (2018), ‘Role of working conditions in the explanation of occupational inequalities in work injury : findings from the national French SUMER survey’, *BMC Public Health* **18**(344), 1–13.
- Niedhammer, I., Lesuffleur, T., Memmi, S. and Chastang, J. (2017), ‘Importance of psychosocial work factors on general health outcomes in the national french sumer survey’, *European Journal of Public Health* **27**(6), 1061–1068.

- North, F., Syme, L., Feeney, A., Shipley, M. and Marmot, M. (1996), ‘Psychosocial work environment and sickness absence among british civil servants : The whitehall ii study’, *American Journal of Public Health* **86**(3), 332–340.
- Ose, S. O. (2005), ‘Working conditions, compensation and absenteeism’, *Journal of Health Economics* **24**(1), 161 – 188.
- Pauly, M., Nicholson, S., Polsky, D., Berger, M. and Sharda, C. (2008), ‘Valuing reductions in on-the-job illness : ‘presenteeism’ from managerial and economic perspectives’, *Health Economics* **17**(4), 469–485.
- Perronnin, M., Pierre, A. and Rochereau, T. (2012), ‘L’enquête protection sociale complémentaire d’entreprise 2009’, *Les rapports de l’IRDES* (1890).
- Petterson-Lidbom, P. and Thoursie, P.-S. (2013), ‘Temporary disability insurance and labour supply : Evidence from a natural experiment’, *Scandinavian Journal of Economics* **115**(2), 485–507.
- Pichler, S. and Ziebarth, N. R. (2017), ‘The pros and cons of sick pay schemes : Testing for contagious presenteeism and noncontagious absenteeism behavior’, *Journal of Public Economics* **156**, 14–33.
- Pollak, C. (2015), ‘L’effet du délai de carence sur le recours aux arrêts maladie des salariés du secteur privé’, *Dossier Solidarité et Santé* (58).
- Pollak, C. (2017), ‘The impact of a sick pay waiting period on sick leave patterns’, *The European Journal of Health Economics* **8**(1), 13–31.
- Pollak, C. and Ricroch, L. (2017), ‘Arrêts maladie dans le secteur hospitalier : les conditions de travail expliquent les écarts entre professions’, *Etudes & Résultats (Drees)* (1038).
- Rivalin, R. and Sandret, N. (2014), ‘L’exposition des salariés aux facteurs de pénibilité dans le travail’, *DARES Analyses* **95**.
- Rosen, S. (1974), ‘Hedonic prices and implicit markets : Product differentiation in pure competition’, *Journal of Political Economy* **82**(1), 34–55.
- Rouxel, C. (2009), ‘Conditions de travail et précarité de l’emploi’, *Dares Premières Synthèses* **28.2**.
- Schultz, A. B. and Edington, D. W. (2007), ‘Employee health and presenteeism : a systematic review’, *Journal of Occupational Rehabilitation* **17**(3), 547–579.
- Shapiro, C. and Stiglitz, J. E. (1984), ‘Equilibrium unemployment as a worker discipline device’, *The American Economic Review* **74**(3), 433–444.

- Skagen, K. and Collins, A. (2016), ‘The consequences of sickness presenteeism on health and wellbeing over time : A systematic review’, *Social Science and Medicine* **161**, 169–177.
- Steers, R. and Rhodes, S. (1978), ‘Major influences on employee attendance - a process model’, *Journal of Applied Psychology* **63**(4), 391–407.
- Treble, J. G. (1990), An essay on absenteeism, Technical Report 90/5, Labor Economics Unit Research Paper.
- Trivedi, P. and Zimmer, D. (2007), ‘Copula modeling : An introduction for practitioners’, *Foundations and Trends(R) in Econometrics* **1**(1), 1–111.
- Vaez, M., Rylander, G., Nygren, A., Asberg, M. and Alexanderson, K. (2007), ‘Sickness absence and disability pension in a cohort of employees initially on long-term sick leave due to psychiatric disorders in Sweden’, *Social Psychiatry Psychiatric Epidemiology* **42**(5), 381–388.
- Vahtera, J., Kivimäki, M., Pentti, J. and Theorell, T. (2000), ‘Effect of change in the psychosocial work environment on sickness absence : a seven year follow up of initially healthy employees’, *Journal of Epidemiology & Community Health* .
- Vernon, H. M. and Bedford, T. (1928), A study of absenteeism in a group of ten collieries, London medical research council, industrial fatigue research board n°51., London Medical Research Council, Industrial Fatigue Research Board n°51.
- Vernon, H. M., Bedford, T. and Warner, C. G. (1931), Two studies of absenteeism in coal mines, London medical research council, industrial health research board n°62., London Medical Research Council, Industrial Health Research Board n°62.
- Voss, M., Floderus, B. and Diderichsen, F. (2001), ‘Physical, psychosocial, and organisational factors relative to sickness absence : a study based on sweden post’, *Occupational and Environmental Medicine* **58**(3), 178–184.
- Weiss, A. (1985), ‘Absenteeism and wages’, *Economics Letters* **19**(3), 277–279.
- Zhang, W., Sun, H., Woodcock, S. and Anis, A. H. (2017), ‘Valuing productivity loss due to absenteeism : firm-level evidence from a canadian linked employer-employee survey’, *Health Economics Review* **7**(3).
- Ziebarth, N. (2013), ‘Long-term absenteeism and moral hazard - evidence from a natural experiment’, *Labour Economics* **24**, 277–292.
- Ziebarth, N. R. and Karlsson, M. (2010), ‘A natural experiment on sick pay cuts, sickness absence, and labor costs’, *Journal of Public Economics* **94**(11), 1108 – 1122.
- Ziebarth, N. R. and Karlsson, M. (2014), ‘The effects of expanding the generosity of the statutory sickness insurance system’, *Journal of Applied Econometrics* **29**(2), 208–230.

Chapitre 5

Evaluation de l'impact de la générosité des prestations sur la demande de congés parentaux au Québec

Ce chapitre est également lié à un travail de recherche en collaboration avec Nathalie Havet¹ et Guy Lacroix².

Résumé

Dans cette étude, nous nous intéressons à l'impact de la générosité des prestations parentales sur la demande de congés suite à une naissance au Québec. Notre analyse repose sur les données administratives du Ministère du Travail, de l'Emploi et de la Solidarité sociale (MTESS) couplées aux données fiscales de Revenu Québec (RQ) disponibles de 2006 à 2017. Le Régime québécois d'assurance parentale (RQAP) dispose d'une mesure de majoration des prestations destinée aux ménages à bas revenus, dans le but notamment de limiter le renoncement aux congés parentaux pour raison financière. Cependant, aucune étude, au niveau national ou international, n'a encore permis d'établir le réel impact de l'augmentation de la générosité des prestations parentales sur la demande de congés pour les ménages les plus modestes. Nous proposons ainsi une évaluation quantitative de l'effet causal du niveau des prestations perçues par les mères sur la demande de congés des ménages à bas revenus. Pour ce faire, nous utilisons l'approche du *Regression Kink Design (RKD)* qui permet l'identification de cet effet en exploitant un *coude* dans la fonction de calcul du niveau des prestations. Nos résultats mettent en avant l'impact positif de la générosité des indemnités perçues par les mères québécoises sur la durée des congés qu'elles demandent. En revanche, cet effet positif ne semble effectif que pour le cas des mères en situation de monoparentalité, alors que pour les autres l'arbitrage semble un

1. Université Claude Bernard Lyon 1, Laboratoire SAF, Lyon, France.

2. Université Laval, Département d'économique, Québec, Canada.

peu différent. Par ailleurs, cette étude permet également de mettre en avant l'intérêt de méthodes d'évaluation telles que le RKD dans l'analyse des systèmes de congés parentaux.

Mots-clés : Congés parentaux ; regression kink design ; durées des congés ; systèmes d'indemnisation ; évaluation d'impact

5.1 Introduction

L'arrivée d'un nouvel enfant implique des changements importants dans l'organisation de la famille, qu'il s'agisse de mesures à prendre pour en organiser l'accueil et éventuellement la garde à l'extérieur, ou des contraintes nouvelles pesant sur l'emploi du temps des parents liées à l'accroissement des charges domestiques et parentales. Ces contraintes temporelles ajoutées et combinées aux autres contraintes objectives liées aux conditions sur le marché du travail et à l'accessibilité à des modes de garde ont des conséquences potentiellement importantes sur l'activité professionnelle de chacun des parents. En particulier, elles peuvent générer un besoin de suspension ou de réduction d'activité, ajustements à la baisse beaucoup plus fréquemment supportés par les mères.

Face à ces faits stylisés, les pays de l'OCDE ont proposé différentes politiques familiales, qui s'inscrivaient dans des contextes nationaux très variés quant aux aspirations des parents et leurs représentations des rôles des pères et des mères dans la société. Néanmoins, les mesures mises en place en la matière ont principalement pris trois formes : des aides publiques pour la création et la gestion de nouveaux services de garde, des soutiens financiers aux parents par l'entremise de mesures fiscales ou le versement d'allocations familiales et de prestations d'accueil, et l'instauration de systèmes de congés familiaux rémunérés, compensant une partie des pertes de revenus des parents interrompant ou réduisant leur activité professionnelle pour s'occuper d'un jeune enfant et leur garantissant la sécurité de leur emploi. Ainsi, en plus du congé maternité, mesure de droit du travail mise en place dans un but initial de santé publique pour protéger la santé des mères travailleuses et du nouveau-né³, de nombreux pays ont progressivement instauré, durant les dernières décennies, un congé paternité légal et des congés parentaux accordés de plus en plus sans distinction à la mère ou au père⁴, voire des systèmes de congés avec une période réservée à chacun des parents ("quota" ou "bonus") perdue pour la famille si le père ne le prend pas [Moss (2013)]. L'expansion de ces différents types de congés ainsi que la tendance générale à l'accroissement de leur générosité (augmentation de la durée des droits, hausse des montants des prestations compensatrices versées, ou assouplissement

3. C'est d'ailleurs pourquoi, une partie du congé maternité a souvent un caractère obligatoire pour la mère comme pour son employeur.

4. Le congé maternité est un congé disponible pour les mères uniquement, le congé paternité est un congé disponible uniquement pour les pères, et le congé parental est disponible pour la mère et le père (il peut être intransférable, transférable ou encore acquis au niveau familial et peut être réparti selon le souhait des parents).

des règles d'éligibilité)⁵ [OECD (2017)] visaient non seulement à répondre aux besoins des familles et des jeunes enfants en termes de bien-être, d'éveil et de développement [Nokali et al. (2010); Baker and Milligan (2010); Brandth and Gislason (2012); Baker and Milligan (2015)], mais aussi à faciliter la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle et permettre un meilleur équilibre entre les mères et les pères, tant du point de vue du partage des activités parentales et domestiques au sein des ménages que de l'égalité professionnelle [Baker and Milligan (2008); Bianchi (2011); Almqvist and Duvander (2014); Baird and O'Brien (2015)].

Avec le développement de ces différentes formes de congés ont fleuri de nombreuses études tentant d'évaluer leurs retombées économiques. La première question évaluative abordée concernait leurs effets immédiats en termes de recours aux congés et donc d'interruption ou réduction d'activité à l'occasion des congés. Sur ce point, les analyses empiriques aboutissent au consensus que l'instauration de congés familiaux légaux engendre une augmentation significative du recours aux congés et des durées d'interruption ou de réduction d'activité professionnelle [Han et al. (2009); Rossin-Slater et al. (2013); Baum and Ruhm (2016); Lacroix et al. (2017b); Lacroix et al. (2017a); Bartel et al. (2018); Narcy and Sari (2018); Patnaik (2019)], avec des impacts d'autant plus marqués que le dispositif offert est généreux au regard de son niveau de prestations compensatrices et de la durée de ses droits, et avec une hétérogénéité des comportements de réponses entre les mères et les pères puisque ces derniers ne semblent sensibles qu'à partir d'un certain niveau de rémunération offert, notamment en cas de possibilité de partage du congé entre les parents. En particulier, les congés parentaux ouverts aux deux parents et peu rémunérés incitent le parent ayant les revenus de travail les plus faibles à recourir au congé, soit concrètement surtout les mères compte tenu des différences salariales existantes entre hommes et femmes.

La deuxième question évaluative, largement traitée dans la littérature, concernait les effets des congés familiaux à leur sortie et au-delà en matière d'emploi, de revenus du travail et de carrière professionnelle pour les nouveaux parents, et en particulier pour les mères⁶(voir Adema et al. (2015), Olivetti and Petrongolo (2017), Rossin-Slater (2018) pour des revues de la littérature récentes). D'un point de vue théorique, deux mécanismes opposés peuvent jouer sur l'emploi, conduisant à un impact global ambigu [Klerman and Leibowitz (1994), Olivetti and Petrongolo (2017)]. L'accès aux congés familiaux payés facilitant les interruptions d'activités plus longues peut, d'une part, faire craindre des retombées négatives sur le marché du travail, tels qu'un ralentissement des promotions internes à l'entreprise et plus générale-

5. Pour une revue et une comparaison des principaux systèmes de congés maternité, paternité, parentaux dans le monde, se reporter aux rapports annuels édités depuis 2005 par l'*International Review of Leave Policies and Related Research* [Koslowski et al. (2019)].

6. Très peu d'études ont évalué les effets des congés réservés aux pères sur l'emploi, les revenus du travail ou encore le partage des tâches domestiques, en raison du caractère récent de l'introduction de ces congés dans la plupart des pays et de la difficulté rencontrée pour pouvoir évaluer des effets à moyen ou long terme d'interruptions d'activité qui demeurent relativement courtes (de 2 semaines à souvent quelques mois).

ment de plus faibles évolutions de carrière et de salaires pour les parents y ayant recours, en raison de la dépréciation de leur capital humain, de la perte d'accumulation d'expérience ou de comportements discriminatoires de la part des employeurs basés sur une suspicion de moindre attachement à leur carrière. A contrario, ces congés peuvent favoriser la poursuite de l'activité professionnelle au-delà du congé à travers la garantie légale associée aux congés de retrouver son poste ou un poste équivalent auprès de l'employeur. En d'autres termes, en permettant à des parents de s'occuper de leur jeune enfant sans avoir à démissionner de leur emploi, ces congés peuvent avoir des effets bénéfiques sur la participation au marché du travail et sur le déroulement de carrière grâce à une meilleure continuité dans l'emploi. L'hétérogénéité importante existante entre pays dans les caractéristiques de leurs systèmes de congés parentaux (montant de la prestation, durée du congé légal, protection de l'emploi) contribue à des résultats empiriques très mitigés. Certaines études trouvent des impacts positifs ou nuls sur l'emploi et le salaire des mères pour les années post-congés [Baker and Milligan (2008); Kluve and Tamm (2013); Rossin-Slater et al. (2013); Asai (2015); Bergemann and Riphahn (2015); Carneiro et al. (2015); Baum and Ruhm (2016); Byker (2016); Dahl et al. (2016); Lacroix et al. (2017b), Bana et al. (2020)] alors que d'autres documentent des impacts négatifs, notamment à long terme [Lalive and Zweimüller (2009); Lequien (2012); Joseph et al. (2013); Canaan (2019)]. Les travaux empiriques basés sur des comparaisons entre pays ou des évolutions d'un système suite à une réforme sont en revanche plus catégoriques s'agissant de l'influence de la durée du congé sur les retombées professionnelles : ils convergent pour conclure à des effets positifs des congés sur le retour à l'emploi dès lors que les congés rémunérés sont assortis d'une garantie à l'emploi et ne sont pas trop longs, et à l'existence d'une durée à partir de laquelle ces effets s'inverseraient et deviendraient négatifs (variant entre 6 mois et 2 ans selon les études) sur leur retour à l'emploi et leur progression salariale [Ruhm (1998); Baker and Milligan (2008); Lalive and Zweimüller (2009); Joseph et al. (2013); Thévenon and Solaz (2013); Ejrnæs and Kunze (2013); Lalive et al. (2014); Schönberg and Ludsteck (2014); Olivetti and Petrongolo (2017)].

Aujourd'hui, des réflexions sur les voies et les moyens de réformer les différents congés familiaux et leurs systèmes d'indemnisation sont à l'ordre du jour des agendas politiques de nombreux pays⁷ afin non seulement d'atteindre des objectifs plus ambitieux en matière d'évolution des rôles des parents et d'égalité entre pères et mères⁸, mais aussi de mieux répondre aux

7. En particulier, dans les pays européens suite à l'accord au niveau de l'Union européenne (UE) du 24 janvier 2019 sur l'équilibre entre vie privée et vie professionnelle, mais aussi au Québec, avec le projet de loi n° 51 visant principalement à améliorer la flexibilité du régime d'assurance parentale.

8. Dans beaucoup de pays, l'instauration des congés familiaux n'a pas entièrement eu les effets escomptés en matière d'égalité entre les mères et les pères. Certes, certains travaux examinant les retombées des congés réservés aux pères (paternité ou parentaux) ont mis en évidence leurs effets positifs sur l'implication des pères dans les tâches domestiques et parentales, qui peuvent aller au-delà de la période de congé [Kotsadam and Finseraas (2011), Bünning (2015), Pailhé et al. (2018), Patnaik (2019)] et de pair avec une moindre spécialisation des mères dans ces tâches, les rendant plus disponibles pour l'emploi et favorisant la négociation au sein des ménages au regard des réductions d'activités. Ces effets positifs pourraient en outre être renforcés

attentes et aux difficultés de certains parents dans des situations particulières (précarité de l'emploi, monoparentalité, etc.). En effet, derrière les résultats globaux évoqués précédemment se cachent de fortes disparités des effets selon notamment le niveau d'éducation de la mère [Han et al. (2009); Rossin-Slater et al. (2013)], le statut marital des parents [Rossin-Slater et al. (2013), Baum and Ruhm (2016)], ou encore leur niveau de revenu [Lacroix et al. (2017b)]. Dans ce chapitre, qui s'inscrit dans la lignée des travaux évaluatifs concernant les décisions de prise de congés parentaux, nous nous focaliserons sur les comportements des ménages aux revenus les plus modestes et nous analyserons leur hétérogénéité en fonction de leur situation familiale (monoparentalité, présence des deux parents). A notre connaissance, aucune étude n'a encore été menée dans le but d'évaluer l'impact de la générosité des prestations sur la demande de congés des familles à bas revenus, alors même que ces dernières, très sensibles au montant du revenu de remplacement, pourraient être les premières à renoncer à prendre un congé parental en cas de prestations insuffisantes et qu'elles sont souvent considérées comme la cible prioritaire des politiques familiales. Ce sujet est d'importance car seule une politique relativement dynamique pour permettre à l'ensemble des parents de jeunes enfants, et particulièrement les mères, de disposer d'une gamme de solutions favorisant la conciliation entre vie familiale et activité professionnelle permettra de soutenir le taux de natalité et ainsi de lutter contre le vieillissement de la population. Dans une étude récente, Bana et al. (2020) se sont, à l'inverse, intéressés, à l'effet de la générosité des prestations sur les comportements des ménages les plus riches en Californie et n'ont trouvé aucun impact significatif du montant de la prestation versée sur la durée du congé demandée par les mères pour ces ménages.

Le Québec constitue un très bon cas d'étude pour mieux comprendre les arbitrages auxquels sont confrontés les ménages à faibles revenus au moment de la naissance d'un enfant. Premièrement, depuis la fin des années 1990, cette province canadienne a été marquée par l'implantation de politiques sociales, uniques en Amérique du Nord, à destination des personnes économiquement défavorisées [Lacroix (2019)], intégrant des mesures avant-gardistes de politiques familiales pour lutter contre la pauvreté⁹. En particulier, avec l'offre de nouvelles allocations aux familles, de services éducatifs de garde universels et à frais minimes pour les parents [Haeck et al. (2015)] et l'instauration d'un meilleur régime d'assurance parentale (*Régime québécois d'assurance parentale* (RQAP) en 2006), le gouvernement québécois affichait

par des effets de pairs ("peer effects") jouant sur la banalisation de la prise de congés par les pères et pouvant réduire les stéréotypes de genre qui pénalisent les femmes sur le marché du travail [Vallières (2016)]. Toutefois, d'autres études ne trouvent aucun effet significatif sur l'engagement des pères dans les responsabilités parentales et domestiques [Hosking et al. (2010), Kluve and Tamm (2013), Cools et al. (2015)], et surtout on observe que lorsque les congés ne leur sont pas réservés (ou obligatoires), les pères y recourent très peu.

9. En 1997, la *loi sur les prestations familiales* (*the Act Respecting Family Benefits*), a mis en place un nouveau programme d'allocations familiales, et la *loi sur les services de garde d'enfants* (*the Act Respecting Child Day Care*) des services de garde éducatifs nécessitant une petite contribution financière des individus. Elles ont été renforcées par la promulgation du projet de loi 112, *Loi visant à lutter contre la pauvreté et l'exclusion sociale* (*the Act to Combat Poverty and Social Exclusion*) en 2002 dont le programme phare était le *Programme universel de garde d'enfants* (*Universal Child Care Program*).

explicitement comme objectifs d'assurer une aide accrue aux familles à faibles revenus et de combattre la pauvreté en augmentant la participation des mères au marché du travail. Les congés parentaux offerts par le RQAP s'inscrivent dans ce continuum de mesures de politiques familiales ayant une volonté de soutien accru aux familles modestes puisqu'il est prévu l'attribution d'une compensation financière additionnelle (appelée majoration) pour ces ménages durant la période du congé et que les conditions d'admissibilité, qui privaient du dispositif certains de ces ménages, ont été assouplies. Deuxièmement, [Lacroix et al. \(2017a\)](#) et [Lacroix et al. \(2017b\)](#), lors de leur évaluation des effets de l'instauration du RQAP, ont observé une forte hétérogénéité des comportements des nouveaux parents en fonction du revenu familial, avec des spécificités pour ceux situés aux deux extrémités de la distribution de revenu. D'une part, il existe une sous-représentation des familles à bas revenus au sein du régime : leur proportion parmi les prestataires est plus faible que leur proportion parmi les cotisants. D'autre part, l'hétérogénéité des comportements en fonction du revenu se manifeste, parmi celles y ayant recours, dans les durées de congés demandées : les mères en haut et en bas de l'échelle des revenus prennent en moyenne des congés plus courts que les autres, et donc utilisent moins l'intégralité des semaines de congés qui leur sont offertes. Ainsi, les décisions des familles à bas revenus semblent davantage dictées par la volonté de limiter la perte de revenu associée à la prise de congé, quitte à l'écourter. C'est pourquoi, à l'heure actuelle des réflexions autour du RQAP et des réformes à envisager (sachant que le RQAP n'a fait l'objet d'aucune modification majeure depuis son entrée en vigueur en 2006), des pistes pour une amélioration de la flexibilité et de la générosité des prestations ont émergé. Dans ce contexte, isoler l'effet de la générosité des prestations sur les comportements de prise de congé des prestataires les plus modestes du régime représente un élément clé, notamment pour le débat concernant un éventuel renforcement des mesures de soutien à destination de ces familles, et ce d'autant plus qu'aucune étude, ni pour le cas du Québec, ni même au niveau international, n'a encore apporté de réponse empirique à cette problématique. Alors que [Bana et al. \(2020\)](#) sont les seuls à avoir étudié la question de l'effet causal de la générosité des prestations, leurs résultats ne renseignent que sur le cas des ménages les plus aisés. Notre étude propose ainsi une première évaluation de l'effet causal du montant du revenu de remplacement versé aux mères issues de familles modestes sur la durée des congés familiaux qu'elles demandent. En outre, d'un point de vue technique, les critères réglementaires d'attribution de cette majoration vont permettre d'évaluer l'impact de la générosité des prestations sur les comportements de prise de congés des familles modestes, en s'affranchissant de la mise en place d'une expérience de terrain randomisée, puisqu'ils constituent un cadre propice à l'application d'une approche par *Regression Kink Design (RKD)*.

Généralisée par [Card et al. \(2012\)](#) et directement inspirée des méthodes plus connues de régression par discontinuité (RD), l'approche par RKD consiste à identifier l'effet causal de l'intensité d'une action publique (ici le niveau des prestations parentales sur la durée des

congés demandée) en exploitant un *coude* (*kink*) dans la fonction définissant cette intensité (ici dans la fonction du calcul du montant des prestations). Cette approche méthodologique a déjà été appliquée dans le cadre d'évaluations de programmes gouvernementaux puisque beaucoup d'entre eux présentent des *coudes* (discontinuités selon une ou plusieurs caractéristiques exogènes des individus) dans leur règle administrative. Elle a par exemple été utilisée à plusieurs reprises pour évaluer l'impact des politiques d'assurance-chômage sur le retour à l'emploi des bénéficiaires [Card et al. (2012); Card et al. (2015); Landais (2015); Britto (2016); Kyyrä and Pesola (2017); Kolsrud et al. (2018); Chiang and Sasaki (2019)], ou encore pour évaluer des systèmes de remboursement des médicaments ou d'assurance santé [Simonsen et al. (2016), Menezes-Filho and Politi (2020)]. C'est aussi la méthodologie qu'ont adopté Bana et al. (2020) dans le cadre de leur évaluation d'impact de la générosité du système californien d'assurance parentale pour les ménages à revenus élevés, en exploitant la discontinuité générée par l'existence d'un montant maximal de prestations (plafonnement des prestations).

A partir de l'ensemble des données du Ministère du Travail, de l'Emploi et de la Solidarité sociale (MTESS) couplées aux données de Revenu Québec (RQ), de 2006 à 2017, notre approche RKD conclut à un impact positif de la générosité des prestations sur la durée des congés parentaux demandés par les mères québécoises les plus modestes. En particulier, nous montrons que l'augmentation du montant de la prestation parentale versée aux mères situées dans les tranches de revenus les plus basses a pour effet d'augmenter le nombre de semaines de congés qu'elles demandent. Plus précisément, nos résultats révèlent qu'une augmentation de 10 \$ de prestations hebdomadaires entraînerait en moyenne une augmentation de 0,12 semaine de la durée effective des congés parentaux pris par les mères dans le régime actuel, et que cet accroissement de la durée du congé pourrait atteindre 1,1 semaines dans une situation hypothétique où la durée maximale du congé légal disponible serait levée, et que toutes les mères pourraient ajuster la durée de leur congé (et pas uniquement celles qui ne prennent actuellement pas la totalité des semaines disponibles). Ainsi, non seulement nous validons la pertinence de mesures basées sur un mécanisme d'incitation financière à destination des mères les plus modestes dont l'objectif est de leur permettre de prendre des congés plus longs, mais nos résultats permettent également de quantifier l'effet attendu de ce type de dispositif selon qu'il soit ou non accompagné d'un relâchement de la contrainte concernant le nombre maximal de semaines de congé disponibles. Enfin, nous observons également que cet effet est plus marqué dans les cas où la mère est en situation de monoparentalité, et en particulier qu'il tend à diminuer avec l'implication croissante du père dans les mois qui suivent la naissance.

Le reste du chapitre est organisé comme suit. Dans la section 5.2, nous présentons tout d'abord le contexte institutionnel du système d'assurance parentale québécois. La section 5.3 décrit en détail la stratégie empirique mise en œuvre ainsi que les données utilisées. La section 5.4 présente l'ensemble des résultats des estimations. La dernière section conclut.

5.2 Le régime québécois d'assurance parentale (RQAP)

Après 20 ans de mobilisation populaire et un bras de fer politico-judiciaire avec le gouvernement fédéral canadien [Giroux (2017), Beauchemin (2017)], la province du Québec a obtenu l'autorisation en 2006 d'instaurer son propre régime d'assurance parentale (RQAP) plus accessible et plus généreux que le programme fédéral d'assurance-emploi, qui gérait jusque-là l'éligibilité aux congés familiaux rémunérés. Fonctionnant selon un principe assurantiel simple, le RQAP offre aux nouveaux parents qui décident d'interrompre temporairement leur activité professionnelle pour s'occuper de leur enfant durant les mois post-naissance, le droit à un revenu de substitution, en remplacement de leur salaire, pour un laps de temps maximal prédéfini (selon le type de congés pris), s'ils ont suffisamment travaillé et suffisamment cotisé au régime de prestations parentales sur la période précédant leur interruption. Tous les congés proposés se caractérisent par une indemnisation proportionnelle au revenu hebdomadaire moyen (RHM) du parent¹⁰, avec des taux de remplacement supérieurs ou égaux à 55% et donc considérés comme élevés au niveau international¹¹. En plus du congé maternité (18 semaines à un taux de remplacement de 70%), le régime de base du RQAP¹² donne le droit aux pères admissibles de prendre un congé paternité (5 semaines rémunérées à 70%), ce qui est une exception dans l'ensemble de l'Amérique du Nord, et offre la possibilité d'un congé parental, attribué au niveau familial. C'est sur ce congé parental qu'est focalisée notre étude.

5.2.1 Un système de congé parental incluant un principe de majoration des prestations pour les familles à bas revenus

Ce congé parental se caractérise par un taux de remplacement élevé de 70% pour une durée limitée de 7 semaines, suivie d'une indemnisation moins avantageuse avec un taux de remplacement passant à 55% pour une durée maximale de 25 semaines supplémentaires. Chaque nouveau parent peut ainsi décider de prendre ou non, en plus de leur congé maternité et paternité, un congé parental, et dans l'affirmative, ils sont libres de décider de la durée de ce congé, qui peut alors varier entre 0 et 32 semaines, et de sa répartition au sein de la famille. Le congé parental peut en effet être pris exclusivement par l'un ou l'autre des parents ou

10. Le revenu hebdomadaire moyen (RHM) individuel sur la période de référence est calculé comme la moyenne des revenus des 26 dernières semaines précédant la période de référence qui comportent un revenu assurable.

11. Au terme d'une comparaison internationale, Moss and Wall (2007) considèrent qu'un taux de remplacement du revenu est élevé lorsque celui-ci est au-dessus de 50%.

12. Le RQAP propose en fait deux options, un régime de base et un régime particulier, qui diffèrent en termes de durée maximale des prestations et de taux de remplacement du revenu. Le régime particulier propose des congés rémunérés plus courts en contrepartie d'un taux de remplacement plus élevé par rapport au régime de base (voir Doucet et al. (2019) pour plus de détails sur l'offre de prestations du RQAP). Or, le régime de base est le régime choisi par plus de 70% des nouveaux parents, d'où notre focalisation sur ce régime dans ce chapitre.

partagé entre les deux. En cas de partage, la somme des congés parentaux pris par les deux parents ne peut excéder 32 semaines. Qu'il soit partagé ou non, le congé parental doit être pris dans les 52 semaines suivant la naissance de l'enfant.

En plus de ces règles générales d'indemnisation, le RQAP prévoit des dispositions particulières pour soutenir les familles à faibles revenus au moment de la prise du congé. Elles ont été instaurées pour prendre en compte le fait que le coût d'opportunité lié à la perte de revenu en cas de recours à ces congés (puisque les nouveaux parents ne perçoivent alors qu'une part de leur revenu hebdomadaire moyen) peut parfois être plus difficile à supporter pour les familles à faibles revenus et peut, par voie de conséquence, être à l'origine d'un renoncement à leur participation au régime ou à une participation plus limitée [Lacroix et al. (2017a)]. Les règles en vigueur, inchangées depuis l'instauration du RQAP (articles 46, 47 de l'application de la loi sur l'assurance parentale) stipulent qu'un prestataire a droit à une majoration de sa prestation, c'est-à-dire à un montant forfaitaire s'ajoutant à la prestation de base, si son revenu familial net de sa plus récente déclaration de revenus est inférieur à 25 921 \$ au moment de sa première demande de prestation suite à une naissance. Le montant hebdomadaire de la majoration accordé, en cas d'éligibilité, varie entre 1,70 \$ et 67 \$ selon son revenu familial net, comme le montre la grille de barème reportée dans l'Annexe 5.6.1. Toutefois, en plus du plafond de 67 \$ qui représente le montant maximum de la majoration, il existe un second plafond pour les prestations perçues : le montant hebdomadaire total (prestation hebdomadaire de base + majoration) perçu par le prestataire ne peut dépasser 80% de son revenu hebdomadaire moyen. En outre, la majoration est accordée au niveau familial et ne peut ainsi être versée qu'à un seul des deux parents. Le parent bénéficiaire de la majoration est laissé au choix de la famille, mais dans les faits, ce sont très majoritairement les mères (70% à 75% selon les années) qui la perçoivent.

5.2.2 Des montants de prestations parentales définis par différents seuils

Formellement, le montant de la prestation totale hebdomadaire (PT_{ij}) perçue par le prestataire i appartenant à un ménage j correspond à la prestation de base, $PB_i = \tau_c \times RHM_i$, avec RHM_i le revenu hebdomadaire moyen individuel sur la période de référence et τ_c le taux de remplacement auquel il a droit¹³, à l'exception : i) des prestataires des familles à bas revenus qui touchent une prestation majorée (PM_{ij}), et ii) des prestataires dont le revenu hebdomadaire moyen individuel dépasse le revenu maximum assurable (RHM_{max})¹⁴, et pour lesquels la prestation totale hebdomadaire est plafonnée à PT_{max} (avec $PT_{max} = \tau_c \times RHM_{max}$) :

13. τ_c vaut 70% ou 55% selon la durée du congé déjà écoulée.

14. RHM_{max} est indexé chaque année pour tenir compte de l'inflation. Il était par exemple fixé à 1 423,08 \$ en 2019.

$$PT_{ij} = \begin{cases} PM_{ij} & \text{si } RFN_j \leq 25\,921\$ \text{ et } i = benef_{maj_j}, \\ PB_i & \text{si } RFN_j \leq 25\,921\$ \text{ et } i \neq benef_{maj_j}, \\ & \text{ou } RFN_j > 25\,921\$ \text{ et } RHM_i < RHM_{max}, \\ PT_{max} & \text{si } RFN_j > 25\,921\$ \text{ et } RHM_i \geq RHM_{max}, \end{cases} \quad (5.1)$$

où $benef_{maj_j}$ caractérise le parent désigné comme bénéficiaire de la majoration au sein du ménage j et RFN_j le revenu familial net annuel pour l'année de référence. Le revenu familial net (RFN) utilisé pour le calcul des prestations correspond à celui de l'année d'imposition précédant la première demande de prestation (l'année de référence est $t - 1$) si celle-ci a été soumise durant les 6 derniers mois de l'année civile et à celui de l'année d'imposition deux ans avant la demande (l'année de référence est $t - 2$) si elle a été déposée durant les 6 premiers mois de l'année¹⁵.

Le montant de la prestation majorée, PM_{ij} , doit lui être décomposé car il est soumis à des règles de plafonnement. D'une part, le parent éligible à la majoration perçoit soit la prestation de base, PB_i , à laquelle s'ajoute la majoration forfaitaire, M_{ij} , définie par le barème dégressif de l'annexe 5.6.1 (tableau 34) si la somme des deux n'atteint pas le plafond des 80% de son revenu hebdomadaire individuel, RHM_i , soit il perçoit le montant correspondant à ce plafond si celui-ci est atteint ou dépassé. D'autre part, le montant forfaitaire de la majoration M_{ij} est plafonné à $M_{max} = 67\$$ et ce montant maximal est perçu par les prestataires avec un $RFN_j \leq 20\,921\ \$$ (tableau 34 de l'annexe 5.6.1). Ainsi, le montant de la prestation majorée, PM_{ij} , peut s'écrire comme suit :

$$PM_{ij} = \begin{cases} \min\{PB_i + M_{max} ; 0,80 \times RHM_i\} & \text{si } RFN_j \leq 20\,921\$, \\ \min\{PB_i + M_{ij} ; 0,80 \times RHM_i\} & \text{si } RFN_j > 20\,921\$, \end{cases} \quad (5.2)$$

avec $M_{max} = 67\ \$$ et $M_{ij} < M_{max}$.

Dans notre étude, nous nous focaliserons sur les comportements de prise de congé parental des prestataires bénéficiaires de la majoration ($i = benef_{maj_j}$) et appartenant à la tranche de revenu familial la plus faible ($RFN_j \leq 20\,921\$$), ou en d'autres termes ceux qui vérifient la première condition de l'équation (5.2). Pour ces prestataires, le supplément d'indemnisation

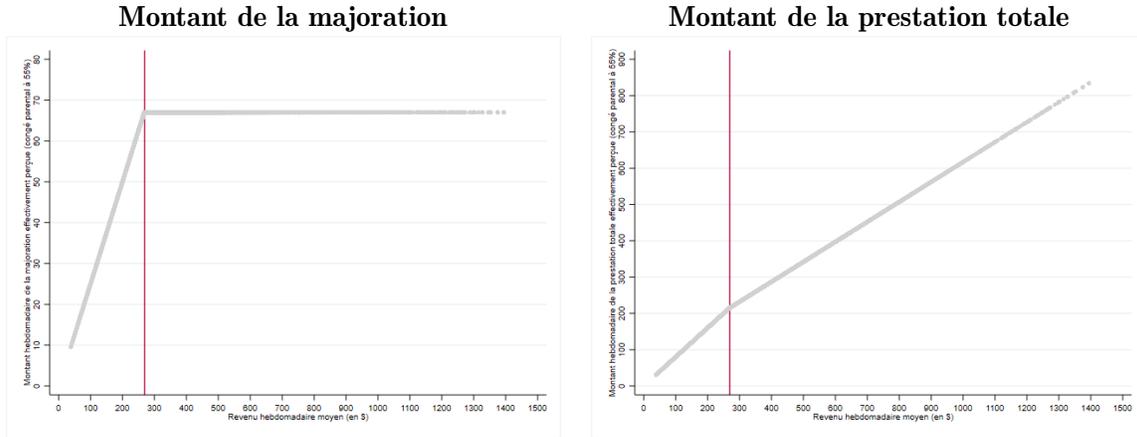
15. L'éligibilité à la majoration est seulement évaluée au moment du dépôt de la première demande de prestations suite à une naissance, c'est-à-dire à partir du niveau du RFN l'année de référence, et est valable pour l'intégralité de la durée du congé. Elle n'est pas remise en cause si les prestataires ont eu un RFN supérieur au seuil d'éligibilité en t ou $t-1$.

par rapport à la prestation de base, S_{ij} , que l'on peut aussi appeler le montant de majoration *effectivement perçu* au vu des règles de plafonnement en vigueur, peut se réécrire de la manière suivante :

$$\begin{aligned}
 S_{ij} &= PM_{ij} - PB_i \\
 &= \begin{cases} (0,80 - \tau_c) \times RHM_i & \text{si } RHM_i \leq \frac{M_{max}}{0,80 - \tau_c}, \\ 67 & \text{si } RHM_i > \frac{M_{max}}{0,80 - \tau_c}. \end{cases} \quad (5.3)
 \end{aligned}$$

Ainsi, on observe un *coude* dans le montant de la majoration effectivement perçue, S_{ij} au point de discontinuité $k_{rhm} = \frac{M_{max}}{0,80 - \tau_c}$. Ce changement de pente dans les montants des majorations effectivement perçues génère automatiquement un coude dans les montants des prestations totales versées PT_{ij} au même point de discontinuité k_{rhm} ¹⁶. La figure 13 illustre ces changements de pente, dans le cas où le taux de remplacement du congé parental est de 55% : ils ont alors lieu au seuil $k_{rhm} = \frac{67}{0,80 - 0,55} = 268$ \$ et sont totalement déterministes. Sur la figure 13, le changement de pente dans le montant des prestations totales est de -25%.

FIGURE 13 – Montant des majorations et des prestations totales effectivement perçues, dans le cadre du congé parental à 55%, par les bénéficiaires éligibles à la majoration et avec un $RFN_j \leq 20$ 921\$, sur la période 2006-2017



Cette discontinuité va nous permettre d'estimer l'effet causal de la générosité des prestations parentales sur la demande de congés des prestataires aux revenus les plus modestes, grâce à une méthodologie appropriée, le *Regression Kink Design* (RKD). En effet, le changement dans

16. Pour les prestataires considérés, PT_{ij} est égal à $0,80 \times RHM_i$ si $RHM_i \leq k_{rhm}$ et $(\tau_c \times RHM_i) + M_{max}$ sinon.

la formule de calcul de la prestation totale au point $k_{rhm} = \frac{M_{max}}{(0,80-\tau_c)}$ crée une source de variation exogène au niveau de ce seuil : autour de ce coude, des individus très proches peuvent percevoir des prestations différentes selon qu'ils sont sujets à un mode de calcul plutôt qu'à un autre. La comparaison de groupes de bénéficiaires juste au-dessus et juste en-dessous de ce point de discontinuités va permettre d'identifier l'effet causal recherché.

5.3 Stratégie empirique

Pour identifier la relation causale entre la générosité des prestations parentales et la demande de congé parental des ménages à bas revenus, la logique des méthodes quasi-expérimentales d'évaluation d'impact est de trouver des sources exogènes - avec une exogénéité suffisamment crédible - de variations dans les prestations versées. Contrairement à d'autres évaluations, il n'était pas possible, pour notre étude, d'utiliser des variations issues de changements réglementaires au cours du temps. Le RQAP n'a en effet fait l'objet d'aucune modification législative depuis son entrée en vigueur. Les seuls ajustements qui ont été opérés, depuis 2006, ont concerné le revenu maximum assurable, RHM_{max} ¹⁷, et les cotisations au régime. Ainsi, les modes de calcul des prestations pour les ménages à faibles revenus n'ont pas évolué puisque ni le seuil d'éligibilité à la majoration ($RFN_j \leq 25\,921\$$), ni la règle de plafonnement de 80% du RHM_i , ni la grille de barème de la majoration n'ont connu d'ajustement. C'est pourquoi, l'exploitation d'une discontinuité (coude) dans la relation entre le revenu et le montant total de la prestation versée comme source de variation exogène est plus adaptée dans notre cas. En outre, la mise en œuvre d'une stratégie empirique basée sur le *Regression Kink Design* (RKD) comporte plusieurs avantages. Contrairement aux études exploitant une variation dans le temps ou entre régions, l'effet causal est mesuré dans un cadre où les autres paramètres susceptibles d'affecter la variable de résultat restent constants. En particulier, nous allons pouvoir identifier l'effet causal du niveau des prestations dans un cadre où l'arbitrage des nouveaux parents a lieu au même moment, dans la même région et donc dans les mêmes conditions structurelles propres à ces deux dimensions (c'est-à-dire niveau d'inflation, politiques économiques mises en place au niveau régional, etc. similaires). Deuxièmement, l'exploitation du RKD va nous permettre de mesurer l'effet causal du montant des prestations sur la demande de congé pour un échantillon de parents relativement homogène et cible particulière de la politique étudiée. Nous mesurerons l'effet marginal d'un dollar de prestation supplémentaire sur la demande des parents québécois qui, en moyenne, font face à un même marché du travail, aux mêmes contraintes administratives, aux mêmes démarches à réaliser pour effectuer la demande, qui ont accès aux mêmes informations, etc. Tous ces facteurs qui peuvent potentiellement influencer les résultats attendus d'une politique seront

17. Comme prévu par le cadre réglementaire initial, le revenu maximal assurable a été réajusté le 1er janvier de chaque année, pour tenir compte de l'inflation par exemple, selon un taux fixé par la Commission des normes, de l'équité, de la santé et de la sécurité du travail.

ainsi neutralisés. Enfin, notre stratégie empirique repose sur l'utilisation de données administratives en quantité suffisante pour produire des résultats robustes et s'affranchir de la mise en place d'une expérience randomisée pour identifier l'effet causal du programme à évaluer.

Dans sa mise en œuvre, l'approche par *Regression Kink Design* est une variante de la régression par discontinuités (RD). La principale différence tient à la nature de la variable du programme à évaluer. Dans le cas standard de la RD, la variable de traitement est une variable dichotomique (avoir bénéficié ou non du programme) et il existe un *saut* (discontinuité) dans la probabilité d'être traité à partir d'un certain seuil de la *variable d'affectation* (exemple : le revenu de l'individu), qui définit l'éligibilité au programme. Dans le cas du RKD, la variable de traitement est une variable principalement continue et différentiable (dans notre exemple, le montant des prestations parentales) pour laquelle il existe un *coude* en fonction de la variable d'affectation (dans notre exemple, la variable de revenu *RHM*). En RKD, il y a un changement de pente dans la vraisemblance d'être bénéficiaire du programme, en raison d'une discontinuité dans la dérivée première de la fonction d'affectation (dans notre cas, la fonction d'affectation correspond à la règle de calcul des prestations parentales selon le niveau de revenu de l'individu). Ainsi, contrairement à la RD, le RKD exploite le changement dans la dérivée de la fonction d'affectation plutôt que dans la constante. En d'autres termes, pour tester l'existence d'un effet causal, nous examinons s'il existe une discontinuité significative, c'est-à-dire un changement de pente, dans la variable d'intérêt qui coïncide avec le coude de la fonction d'affectation. Cette méthode effectue par conséquent une estimation locale de l'effet du traitement au point de discontinuité : il est obtenu en RKD en divisant le changement de pente dans la variable de résultat par le changement de pente dans la variable de traitement.

5.3.1 Population cible de l'évaluation

Pour mener cette étude, nous utilisons les données du Ministère du Travail, de l'Emploi et de la Solidarité sociale (MTESS), qui ont été couplées aux données de Revenu Québec (RQ). En particulier, la base du MTESS contient, pour chaque année civile, les données administratives de l'ensemble des nouveaux parents touchant des prestations de la part du RQAP, en raison d'un congé lié à une naissance ou à une adoption. Elle regroupe également quelques caractéristiques individuelles (le sexe, l'âge, le statut de travailleur, la région d'habitation, le revenu hebdomadaire moyen, etc.) et détaille les congés parentaux demandés et les caractéristiques associées (durée des congés, montants de la prestation de base et de la majoration éventuelle). Cette base a été appariée à certaines données fiscales de Revenu Québec (RQ), pour obtenir en particulier le revenu familial net du ménage pour l'année de référence. L'ensemble des années disponibles pour ces bases - de l'entrée en vigueur du RQAP en 2006 jusqu'en 2017, année la plus récente disponible - a été utilisé.

Pour comprendre les mécanismes de décisions de prise de congés parentaux au sein des familles à faibles revenus, et notamment leurs réponses comportementales aux montants des indemnités, notre étude se focalise sur le parent bénéficiaire de la majoration parmi les ménages avec un revenu familial net inférieur à 20 921\$. Comme dans la très grande majorité des cas, la mère a été désignée bénéficiaire de la majoration, nous avons exclu de notre analyse, par souci d’homogénéité, les situations où le père la percevait. Par ailleurs, nous avons fait le choix de retenir comme population cible de notre évaluation les mères qui avaient demandé au moins une semaine de congé parental indemnisé à hauteur de 55% de leur salaire de référence. Cette restriction a été motivée par deux principales raisons. Premièrement, les données administratives du MTESS font ressortir que lorsque les mères ont recours au congé parental, dans plus de 95% des cas, elles vont au-delà des premières semaines indemnisées selon un taux de remplacement à 70%. Ainsi, l’impact de la générosité des prestations, s’il y en a un, va se faire ressentir sur la partie du congé parental à 55%. Cet argument est d’autant plus vrai que ces semaines de congé indemnisées à hauteur de 55% interviennent en général après le recours aux autres types de congé (après le congé parental indemnisé à 70% mais aussi après le congé maternité ou paternité)¹⁸ et qu’elles génèrent les pertes de revenus les plus élevées : elles sont donc au cœur des arbitrages familiaux concernant la durée effective des congés parentaux. Ce congé à 55% est ainsi celui pour lequel la plus grande variabilité en termes de durée demandée est observée. Deuxièmement, l’équation (5.3) a mis en évidence que la discontinuité dans les montants de majorations effectivement perçues et dans les prestations totales qui va être exploitée dans notre approche du RKD pour mesurer l’effet causal se situe au point $k_{rhm} = \frac{M_{max}}{0,80 - \tau_c}$. Ainsi, pour les semaines indemnisées à un taux τ_c de 55%, ce seuil vaut 268\$ et le changement de pente dans les montants de prestations totales est d’environ -25% (Figure 13). Pour les semaines indemnisées à 70%, le seuil k_{rhm} vaut 670\$ et le changement de pente dans les prestations totales est beaucoup plus faible (-10% environ, voir la figure 19 en Annexe 5.6.1), ce qui limite l’impact attendu. En retenant une population cible intégralement indemnisée sur la base d’un taux de remplacement à 55%, nous centrons notre analyse sur les situations pour lesquelles la variation dans le montant de la prestation totale est la plus importante (changement de pente de -25%) et pour lesquelles la discontinuité ($k_{rhm} = 268\$$ hebdomadaire) touche davantage les parents les plus modestes. Au final, notre échantillon est composé de 29 472 mères, bénéficiaires d’une majoration, dont le revenu familial net est inférieur à 20 921\$ et ayant fait une demande de congé parental indemnisé à 55% d’au moins une semaine.

18. Il n’y a pas d’ordre imposé dans les congés. Une mère peut commencer par le congé parental ou encore prendre quelques semaines de congé maternité puis prendre un congé parental et puis prendre à nouveau d’autres semaines de congé maternité. En revanche, de part la configuration de l’offre de prestations proposée et parce que le congé à 55% est le moins avantageux, il est, dans la quasi-totalité des cas, pris en dernier par les parents.

5.3.2 Variables de résultat analysées

Pour rendre compte le plus finement possible de l'impact de la générosité des prestations sur les décisions de prise de congés parentaux au sein des familles à faibles revenus, notre évaluation repose sur deux variables de résultats et a été déclinée sur plusieurs sous-échantillons.

Nous nous sommes intéressés aux comportements de réponse des mères en cas d'augmentation du montant de leurs prestations en examinant tout d'abord la durée de leur congé parental (en nombre de semaines) indemnisé à 55%. Cette première analyse a été menée sur notre échantillon total de mères à faible revenu familial, mais aussi sur des sous-échantillons définis en fonction de leur situation familiale (en couple ou non au moment de la prise du congé parental) et de la participation ou non du père au RQAP (demande de congé paternité et/ou de congé parental). Nous chercherons à savoir si l'impact de la générosité des indemnités diffère selon que les mères sont en situation de monoparentalité (*échantillon 1*), en couple mais seules à prendre un congé dans le ménage (*échantillon 2*), ou en couple et avec un conjoint ayant eu recours à un congé (paternité et/ou parental) à la suite de la naissance (*échantillon 3*). Le tableau 28 résume les 3 cas considérés et les effectifs de chaque sous-échantillon.

TABLE 28 – Les différentes configurations familiales analysées

Situation familiale des mères	Participation du père au RQAP		Total
	Non participation	Participation	
Célibataire	10 236 (<i>échantillon 1</i>)	1 932	12 168
En couple	9 342 (<i>échantillon 2</i>)	7 962 (<i>échantillon 3</i>)	17 304
Total	19 578	9 894	29 472

Pour mieux appréhender le rôle joué par les pères, nous avons, en complément, examiné si la variation dans le montant de la prestation perçue par la mère a des répercussions sur la prise de congé parental de la part des pères, lorsque les parents sont en couple (*échantillon 2 + échantillon 3*). En particulier, nous chercherons à savoir si l'augmentation des prestations perçues par les mères a pour effet indirect de diminuer significativement la proportion des pères recourant au congé parental, ce qui irait à l'encontre de la volonté politique d'aller vers plus d'égalité entre mères et pères dans la prise de congé. Nous examinerons également si ce potentiel effet indirect est plus marqué si le père avait pris précédemment un congé paternité (*échantillon 3*).

5.3.3 Description des échantillons

Les tableaux 29 et 30 reportent les statistiques descriptives principales de notre échantillon total et de nos sous-échantillons. Nous observons que les mères prestataires étudiées ont pris, en moyenne, 24 semaines de congé parental indemnisé à 55% et qu'elles ont été 89,4% à prendre l'intégralité des 25 semaines offertes par le RQAP à ce taux de remplacement. Parmi les couples dont les deux parents ont participé au régime (échantillon 3), le nombre moyen de semaines de congés prises par les mères est légèrement plus faible (23,5 semaines), de même que la proportion de mères prenant l'intégralité des semaines offertes (80,6%), soit en raison d'un partage effectif du congé parental entre pères et mères, soit parce que la seule prise d'un congé paternité par leur conjoint a incité les mères à réduire la durée de leur congé parental (pour des raisons financières ou en raison d'une implication importante des pères dans les tâches domestiques et parentales, permettant à leur conjointe de retourner plus rapidement au travail).

La prestation hebdomadaire totale perçue par les mères durant leurs semaines de congé parental est en moyenne de 259\$, montant relativement faible en comparaison des 426\$ par semaine touchés en moyenne par les mères prestataires non bénéficiaires de la majoration. Toutefois, il s'explique par la population cible de notre étude : les familles à revenus modestes, dont le revenu de référence servant au calcul des prestations (le RHM) est de fait faible par rapport à la population générale (358\$ en moyenne versus 775\$).

TABLE 29 – Caractéristiques du congé

	Echantillon total			Echantillon 1 (Mères monoparentales)			Echantillon 2 (en couple, uniq. mère au RQAP)			Echantillon 3 (en couple, 2 parents au RQAP)		
	Moy.	SD	Obs.	Moy.	SD	Obs.	Moy.	SD	Obs.	Moy.	SD	Obs.
Congé parental à 55%												
Durée du congé (semaines)	24,18	3,07	29 472	24,46	2,57	10 236	24,57	2,26	9 342	23,51	4,00	7 962
Prise intégrale du congé par la mère	89,4%		29,472	93,0%		10,236	94,3%		9,342	80,6%		7,962
Prestation totale hebdomadaire (\$)	259,01	94,88	29 472	254,17	86,91	10 236	264,43	101,41	9 342	259,08	98,19	7 962
Majoration hebdomadaire(\$)	61,91	10,34	29 472	61,98	10,21	10 236	61,92	10,58	9 342	61,74	10,39	7 962
Variables de revenu												
Revenu hebdomadaire moyen (RHM, \$)	358,38	160,62	29 472	349,44	145,79	10,236	368,23	172,53	9 342	358,80	166,77	7 962
Revenu familial net annuel (RFN, \$)	13 263,69	5 314,46 0	29 472	12 350,93	5 203,73	10 236	13 487,48	5 447,84	9 342	14 130,66	5 242,31	7 962

Nos trois sous-échantillons se distinguent peu en termes de leur montant moyen de majoration perçu (environ 62\$), mais ils diffèrent en termes de revenus moyens et donc de prestations totales. Les mères monoparentales (échantillon 1) se caractérisent certes par un revenu familial net annuel (RFN) plus faible, faute de l'apport financier d'un conjoint, mais aussi par un revenu hebdomadaire individuel moyen plus bas que les mères en couple (échantillons 2 et 3). Ces écarts dans leurs salaires individuels, antérieurs à l'interruption d'activité, sont en partie attribuables à la moindre expérience des mères monoparentales sur le marché du travail puisqu'elles sont en moyenne plus jeunes, et à leur lieu de résidence (tableau 30). En effet, elles résident moins fréquemment dans la région de Montréal (34,8% versus 41,3% pour l'échantillon total), l'une des régions de la province du Québec offrant les salaires les plus élevés. Nous pouvons aussi remarquer que le revenu de référence individuel (RHM) des femmes est plus élevé parmi les couples à bas revenus où seule la mère a participé au RQAP que parmi ceux où les deux parents y ont participé (368\$ pour l'échantillon 2 versus 359\$ pour l'échantillon 3), ce qui a automatiquement généré des niveaux de prestations plus importants, qui pourraient être à l'origine de leur demande de congés légèrement plus longue (24,6 semaines versus 23,5 semaines). Pourtant, dans l'échantillon 3, le revenu familial net est plus élevé que dans l'échantillon 2, preuve implicite que dans notre échantillon où les deux parents participent au RQAP, les salaires individuels des pères sont en moyenne plus élevés.

Le tableau 30 montre également que la constitution de nos échantillons est globalement uniformément distribuée entre les années de la période de 2006 à 2017. Nous pouvons malgré tout remarquer une très légère diminution des effectifs au cours du temps. Parmi d'autres explications possibles à ce résultat, nous pouvons mentionner le fait que le niveau de revenu permettant l'éligibilité à la majoration ($RFN \leq 25921$ \$) n'a jamais été modifié depuis 2006 rendant possible l'accès à la mesure à de moins en moins de familles chaque année¹⁹.

19. Seul le niveau de revenu maximal assurable est réajusté le 1er janvier de chaque année pour tenir compte de l'inflation selon un taux fixé par la Commission des normes, de l'équité, de la santé et de la sécurité du travail. Ce revenu maximum assurable s'établissait à 57 000\$ en 2006, à 71 500\$ en 2016 et à 76 500\$ en 2019.

TABLE 30 – Caractéristiques individuelles

	Echantillon total	Echantillon 1	Echantillon 2	Echantillon 3
Caractéristiques individuelles				
Moins de 25 ans	38,61 %	45,88 %	31,51 %	34,43 %
25 à 29 ans	26,95 %	24,94 %	28,22 %	28,26 %
30 à 34 ans	21,22 %	17,35 %	24,44 %	23,98 %
35 ans et plus	13,22 %	11,83 %	15,83 %	13,34 %
Statut salarié	94,92 %	96,48 %	94,48 %	94,16 %
Mère seule prestataire	65,83 %	-	-	-
Mère en couple	59,31 %	-	-	-
Région de Montréal	41,25 %	34,81 %	49,06 %	43,98 %
Année du début de la prise de congé				
2006	8,47 %	9,14 %	9,12 %	7,54 %
2007	9,37 %	8,91 %	9,76 %	9,80 %
2008	9,82 %	9,81 %	10,06 %	9,81 %
2009	9,42 %	8,83 %	9,98 %	9,78 %
2010	8,52 %	8,42 %	8,71 %	8,34 %
2011	8,34 %	8,82 %	7,96 %	8,53 %
2012	8,21 %	8,45 %	7,68 %	8,21 %
2013	7,65 %	7,48 %	7,46 %	7,66 %
2014	7,65 %	7,46 %	7,85 %	7,52 %
2015	7,73 %	7,78 %	7,53 %	7,64 %
2016	7,67 %	7,65 %	7,13 %	8,04 %
2017	7,15 %	7,24 %	6,77 %	7,13 %
Nbre d'observations	29 472	10 236	9 342	7 962

5.3.4 L'estimateur du RKD

Pour quantifier les impacts recherchés, nous utilisons l'estimateur proposé par [Nielsen et al. \(2010\)](#), [Card et al. \(2015\)](#) et [Card et al. \(2016\)](#). En notant Y_i la variable de résultat étudiée et $PT_i = b(RHM_i)$ la fonction d'affectation déterministe caractérisant le montant des prestations totales et comportant un coude au point $k_{rhm} = 268$ \$, l'impact d'une augmentation marginale (augmentation de 1\$) du montant des prestations totales sur la variable de résultat correspond au changement de pente de la fonction d'espérance conditionnelle $E(Y_i|RHM_i = r)$ divisé par le changement de pente de la fonction d'affectation $b(RHM_i)$ au niveau du coude $r = k_{rhm}$, soit formellement :

$$\alpha = \frac{\lim_{r \rightarrow k_{rhm}^+} \frac{dE[Y_i|RHM_i=r]}{dr} - \lim_{r \rightarrow k_{rhm}^-} \frac{dE[Y_i|RHM_i=r]}{dr}}{\lim_{r \rightarrow k_{rhm}^+} \frac{db(r)}{dr} - \lim_{r \rightarrow k_{rhm}^-} \frac{db(r)}{dr}}, \quad (5.4)$$

avec pour notre population cible, selon les règles de plafonnement et de majoration (explicitées dans l'équation (5.3)) :

$$\begin{aligned} PT_i &= b(RHM_i) \\ &= \begin{cases} 0,80 \times RHM_i & \text{si } RHM_i \leq k_{rhm} = 268\$, \\ 0,55 \times RHM_i + 67 & \text{si } RHM_i > k_{rhm} = 268\$. \end{cases} \end{aligned} \quad (5.5)$$

En pratique, le dénominateur de l'équation (5.4), correspondant au changement de pente de la règle d'affectation au niveau du coude, va être mesuré mathématiquement puisque la règle d'affectation est complètement déterministe du fait du *sharp design* : il se calcule comme la différence des dérivées de la règle $b(\cdot)$ autour du coude. Selon l'équation (5.5) et comme illustré par la figure 13, il est égal dans notre cas à $0,55 - 0,80 = -0,25$.

Le numérateur de l'équation (5.4), représentant le changement de pente dans la variable de résultat conditionnellement au fait d'être d'un côté ou de l'autre du coude, doit lui être estimé par une approche économétrique. Il peut être obtenu en estimant des régressions polynomiales locales à proximité du coude [Imbens and Lemieux (2008), Imbens and Kalyanaraman (2012), Calonico et al. (2014)]. La spécification paramétrique, usuellement retenue pour l'estimer, correspond à un modèle additif à effets constants (*constant-effect, additive model*), proposé par Nielsen et al. (2010) :

$$Y_i = \theta + \left[\sum_{p=1}^P \theta_p (RHM_i - k_{rhm})^p + \beta_p D_i (RHM_i - k_{rhm})^p \right] + \gamma X_i + \varepsilon_i, \quad (5.6)$$

avec $|RHM_i - k_{rhm}| \leq h$ et où P désigne l'ordre maximal de la fonction polynomiale utilisée pour l'estimation, h la taille de la fenêtre d'analyse autour du coude, ε_i le terme d'erreur et $D_i = \mathbf{1}[RHM_i \geq k_{rhm}]$ indique si l'individu i est à droite ou non du coude. Une matrice de variables de contrôle, X_i , a été introduite car Lee and Lemieux (2010), Ando (2017) ou encore Calonico et al. (2019) ont montré leur importance pour améliorer la précision des estimateurs. Ici, X_i inclut les caractéristiques individuelles des mères présentes dans notre base de données, soit 19 dummies (âge de la mère, statut de travailleur de la mère, statut civil de la mère, le fait qu'elle soit seule ou non à prendre un congé, région d'habitation de la mère, et l'année de la demande de congé entre 2006 et 2017). Le changement de pente de l'espérance conditionnelle de l'équation (5.4) est alors déterminé par le coefficient estimé $\hat{\beta}_1$.

Toutefois, au vu de la nature de nos variables de résultats (censurée à droite pour la durée du congé parental et binaire pour la prise d'un congé parental par le père), nous avons aussi considéré des spécifications alternatives puisque cette approche par régressions polynomiales peut s'adapter à des modèles plus généraux dans le cadre d'un *sharp design*, à partir du moment où ils respectent certaines conditions de régularité [Card et al. (2012)]. Plus précisément,

comme dans le cadre du régime de base du RQAP, la durée du congé parental à un taux de remplacement de 55% est limitée à 25 semaines, nous avons estimé, pour cette variable de résultat, un modèle Tobit et un modèle de Poisson, tenant tous deux compte de cette censure à droite. Les régressions associées à ces modèles ont pour expression :

$$Y_i = \begin{cases} Y_i^* & \text{si } Y_i^* < 25 \\ 25 & \text{sinon,} \end{cases} \quad (5.7)$$

avec pour le modèle Tobit :

$$Y_i^* = \theta + \left[\sum_{p=1}^P \theta_p (RHM_i - k_{rhm})^p + \beta_p \cdot D_i (RHM_i - k_{rhm})^p \right] + \gamma X_i + \varepsilon_i \text{ et } \varepsilon_i \rightarrow N(0, \sigma^2),$$

et pour le modèle de Poisson : Y_i^* suit une distribution de Poisson $f(Y_i^*) = \frac{\exp(-\mu_i) \cdot \mu_i^{Y_i^*}}{Y_i^*!}$,

$$\text{avec } \mu_i = \exp \left(\theta + \left[\sum_{p=1}^P \theta_p (RHM_i - k_{rhm})^p + \beta_p \cdot D_i (RHM_i - k_{rhm})^p \right] + \gamma X_i \right).$$

Avec ces modèles de censure à droite, le changement de pente de l'espérance conditionnelle $E(Y_i | RHM_i = r)$ de l'équation (5.4) est obtenu par l'effet marginal associé au terme d'interaction $D_i \cdot (RHM_i - k_{rhm})$. L'impact causal mesuré, $\hat{\alpha}$, correspond alors à celui attendu avec la règle en vigueur d'un congé parental à 55% ne pouvant pas excéder 25 semaines, c'est-à-dire en cas de persistance de la censure à droite. Or, l'avantage de ces modèles est qu'en raisonnant avec le changement de pente de l'espérance conditionnelle de la variable latente $E(Y_i^* | RHM_i = r)$ à la place de celui de $E(Y_i | RHM_i = r)$ dans l'équation (5.4), on peut estimer l'impact causal *potentiel*, noté $\hat{\alpha}^*$, de la générosité des prestations dans le cas où la censure ne persisterait pas, c'est-à-dire en cas de suppression de la limite de durée de congé de 25 semaines au maximum. Le numérateur de $\hat{\alpha}^*$ correspond alors au coefficient estimé $\hat{\beta}_1$ dans le cas du modèle Tobit et de $\hat{\beta}_1 \cdot \hat{\mu}_i$ dans le cas du modèle de Poisson censuré.

Pour nos analyses portant sur la décision du père de prendre ou non un congé parental, nous avons respectivement évalué l'effet causal $\hat{\alpha}$ à partir de la régression de l'équation (5.6), et à partir de l'estimation d'un modèle à choix discret (probit) intégrant exactement les mêmes variables explicatives²⁰.

20. Dans le cas de l'estimation à l'aide d'un probit, le numérateur de $\hat{\alpha}$ correspond de nouveau à l'effet marginal associé au terme d'interaction $D_i \cdot (RHM_i - k_{rhm})$.

Pour toutes les estimations considérées, les écarts-types robustes à l'hétéroscédasticité sont utilisés, comme suggéré par [Card et al. \(2015\)](#). Enfin, quel que soit le modèle considéré, l'estimation par RKD nécessite un arbitrage entre réduction des biais et efficacité, qui impose d'effectuer deux choix importants : i) le choix de la fenêtre h , définissant la proximité autour du coude et restreignant l'échantillon d'estimation de manière plus ou moins stricte, et ii) le choix de l'ordre du polynôme P . [Ando \(2017\)](#) a mis en évidence l'importance de ces deux choix en montrant notamment qu'une taille de fenêtre h trop petite, ou à l'inverse qu'un ordre de polynôme P trop grand, conduisaient à une perte de précision importante dans l'estimation de α spécifiquement dans le cadre du RKD, pouvant remettre en cause la validité des résultats. Plusieurs méthodes permettant d'effectuer ces deux choix ont été proposées dans la littérature. Le choix de l'ordre du polynôme, P , s'effectue généralement grâce au critère d'information d'Akaike (AIC) [[Lee and Lemieux \(2010\)](#)]. L'idée de cette étape est de retenir la fonction polynomiale qui limite au maximum la perte de précision de l'estimation. Nous comparerons ainsi l'utilisation d'une fonction linéaire, quadratique et cubique pour l'ensemble de nos estimations.

Concernant le choix de la taille de la fenêtre d'analyse, nous avons commencé par calculer h selon les deux principales méthodes retenues dans la littérature, à savoir celle proposée par [Fan and Gijbels \(1996\)](#)²¹ et recommandée par [Card et al. \(2012\)](#) et celle proposée par [Calonico et al. \(2014\)](#) (CCT). Elles aboutissent respectivement à des tailles de fenêtre de 110\$ et de 80\$. Ensuite, nous avons répliqué, pour chaque variable d'intérêt, l'ensemble des régressions en faisant varier la taille de la fenêtre de 50\$ à 200\$ pour juger de la stabilité des résultats. Nous avons finalement fait le choix de retenir une taille de fenêtre de 100\$ pour nos estimations pour les raisons suivantes : elle est un compromis entre les valeurs données par les méthodes usuelles ; elle permet d'obtenir une taille d'échantillon correcte même dans le cadre de l'analyse en sous-échantillons ce qui est un critère important pour la mise en œuvre de la méthode du RKD [[Ando \(2017\)](#) ; [Landais \(2015\)](#)] ; enfin elle correspond à une valeur à partir de laquelle les résultats sont peu sensibles à la taille de la fenêtre (cf. les tests de sensibilité au choix de l'ordre du polynôme et de la taille de la fenêtre reportés en Annexe [5.6.3](#)).

5.3.5 Conditions d'identification et validité

L'identification de l'effet causal en RKD repose sur l'hypothèse forte d'affectation randomisée locale des individus autour des coudes. En d'autres termes, il est supposé que les individus juste en-dessous du coude de revenu ($k_{rhm} = 268$ \$) et ceux juste au-dessus ont des caractéristiques similaires et que la seule différence entre ces deux groupes concerne le mode de calcul des prestations totales, en raison des règles administratives.

21. Cette méthode est appelée FG bandwidth ou "rule-of-thumb" bandwidth.

Intuitivement, pour que cette hypothèse soit vérifiée, il faut que les règles d'affectation des assurés de chaque côté du coude et le coude en lui-même ne soient pas manipulables par les bénéficiaires. Une telle manipulation dans notre exemple semble peu crédible. Il n'y a en effet aucune raison de penser que les nouveaux parents québécois aient pu manipuler leur revenu déclaré dans le but de se rendre éligibles à une prestation majorée, et ce pour plusieurs raisons évidentes. Premièrement, les revenus utilisés pour le calcul des prestations, qu'ils s'agissent du revenu familial net (*RFN*) ou du revenu hebdomadaire moyen (*RHM*), sont très difficilement manipulables. Le premier est issu des données fiscales de Revenu Québec (RQ), le second provient des relevés d'emploi fournis par l'employeur au moment de la demande de prestation parentale. Dans les deux cas il s'agit de données administratives par nature difficilement manipulables, d'autant plus que dans un cas il s'agit d'un revenu au niveau de la famille et dans l'autre d'un revenu individuel. Cela supposerait donc une manipulation coordonnée au niveau familial et individuel de ces deux variables de revenu. Deuxièmement, cela supposerait également une anticipation de la part des nouveaux parents et ce à deux niveaux différents. L'année de référence pour le revenu familial net correspond à l'année t-1 ou t-2 selon le mois durant lequel a lieu la demande, alors que le revenu hebdomadaire moyen considéré correspond aux 26 semaines précédant la demande. Cela voudrait donc dire que non seulement les nouveaux parents auraient anticipé 1 ou 2 ans à l'avance la naissance et manipulé la variable de revenu familial net, puis fait la même chose avec le revenu hebdomadaire moyen dans les 26 semaines précédant la demande. Enfin, une telle manipulation suppose de connaître parfaitement les seuils et formules appliqués dans le calcul des prestations. Or, les méthodes de calcul des montants de prestations, incluant notamment la combinaison d'un taux de remplacement, l'application d'une grille dégressive, le tout selon deux variables de revenu différentes, sont suffisamment complexes pour supposer que les Québécois ne les maîtrisent pas suffisamment bien pour pouvoir influencer les montants finalement versés. Seuls les parents dont c'est le deuxième enfant sont susceptibles de connaître l'ensemble de ces éléments, mais l'hypothèse d'une manipulation des revenus du ménage reste peu crédible pour l'ensemble des raisons évoquées précédemment.

Formellement, l'identification repose sur le respect de l'hypothèse selon laquelle la densité de la variable d'affectation est *lisse*. Or, il existe deux conditions nécessaires à la validité de cette hypothèse, testables empiriquement : i) la continuité de la distribution de la variable d'affectation au niveau du coude et ii) la présence d'aucune différence significative dans les caractéristiques observables des individus de chaque côté du coude. Pour examiner la continuité de notre variable d'affectation (RHM_i), nous appliquerons le test non-paramétrique de [McCrary \(2008\)](#) qui consiste à reporter graphiquement le nombre d'observations par intervalle de la variable d'affectation préalablement partitionnée en plusieurs intervalles de tailles équivalentes et de s'assurer qu'il n'existe a priori pas de discontinuité dans le nombre d'observations au niveau du coude, ainsi que son extension proposée par [Card et al. \(2012\)](#) et [Landais](#)

(2015) qui teste l'hypothèse de continuité au niveau de la dérivée première de cette fonction de densité non-paramétrique. Pour tester si la distribution des variables explicatives est bien continue au niveau du coude, nous comparerons, dans un premier temps, les valeurs moyennes des caractéristiques observables des individus par intervalle de revenu situés de chaque côté du seuil caractérisant le coude. Sous l'hypothèse de continuité, nous ne devrions observer aucun saut dans les valeurs des caractéristiques observables au niveau du coude. Dans un second temps, nous appliquerons la démarche plus approfondie et mieux adaptée aux variables de type binaire proposée par Card et al. (2015), qui consiste à examiner l'espérance conditionnelle des variables observables et en particulier sa continuité autour du coude. Il s'agit de construire un "*indice de covariables*" qui correspond à la valeur prédite de la variable de résultat en fonction de l'ensemble des variables observables, hors variable d'affectation, estimée économétriquement, et de s'assurer ensuite que cet indice évolue de façon linéaire en fonction de la variable d'affectation, en particulier autour du coude.

Ces tests de conditions nécessaires permettront ainsi de se convaincre plus formellement de la validité de l'hypothèse de randomisation locale des individus autour du coude. Si l'une de ces conditions n'étaient pas vérifiées, cela invaliderait l'usage d'un RKD pour mesurer l'effet causal de la générosité des prestations sur les comportements de prise de congé des nouveaux parents.

5.4 Résultats

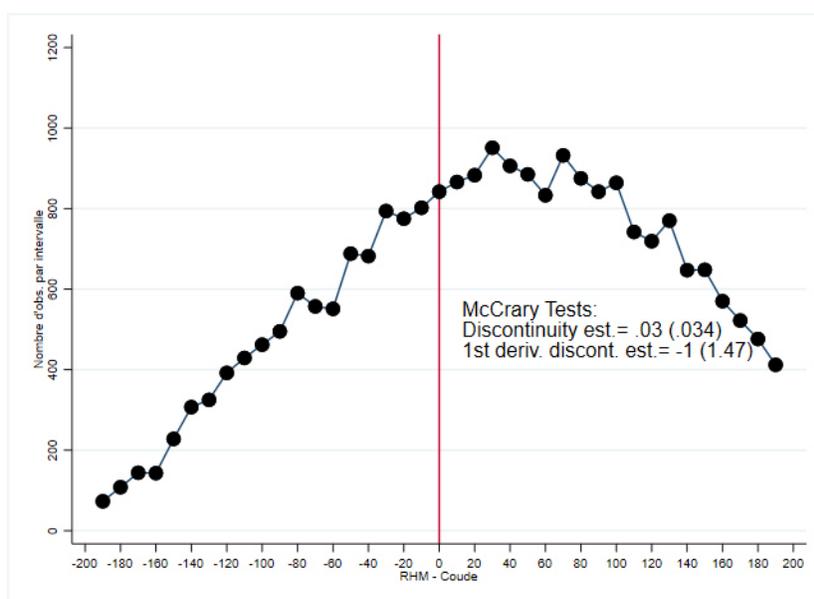
La section 5.4.1 reporte tout d'abord les résultats des tests des conditions d'identification. La section 5.4.2 présente les résultats des analyses graphiques et des estimations par RKD permettant de quantifier l'effet d'une augmentation du montant de la prestation perçue par les mères sur leur comportement de prise de congé parental pour l'ensemble de notre population cible. Dans la section 5.4.3, nous portons une attention particulière aux comportements des mères monoparentales, dont la situation est très différente de celles des couples. Enfin, dans la section 5.4.4, qui se focalise sur la situation des couples, nous cherchons à mieux comprendre les mécanismes de partage du congé parental entre conjoints, en examinant l'hétérogénéité des effets d'une hausse de l'indemnisation reçue par la mère selon que l'implication du père dans les activités domestiques et parentales s'est traduite ou non par la prise d'un congé familial (paternité, parental).

5.4.1 Tests de validité du RKD

Les hypothèses de continuité de la variable d'affectation (RHM_i) au niveau du coude ($k_{rhm} = 268$ \$) et d'absence d'une différence significative dans les caractéristiques observables de

chaque côté du coude ont été testées afin de s’assurer de la pertinence de l’exogénéité de notre source de variation dans le montant de la prestation versée, sur laquelle repose l’identification de l’effet causal. La figure 14 reporte le nombre d’observations de notre échantillon pour chaque intervalle de la variable d’affectation (RHM_i) centrée par rapport au coude (la taille des intervalles a été fixée à 10 \$²²). Cette première analyse graphique ne suggère aucun saut dans la variable RHM_i au niveau du coude. Les tests plus formels à la McCrary (test simple et son extension sur la dérivée première) confirment cette conclusion puisqu’ils ne rejettent pas l’hypothèse de continuité de la variable d’affectation, ce qui donne du crédit à l’absence supposée d’une possible manipulation de cette variable par les prestataires²³.

FIGURE 14 – Nombre d’observations par intervalle de RHM normalisé par rapport au coude



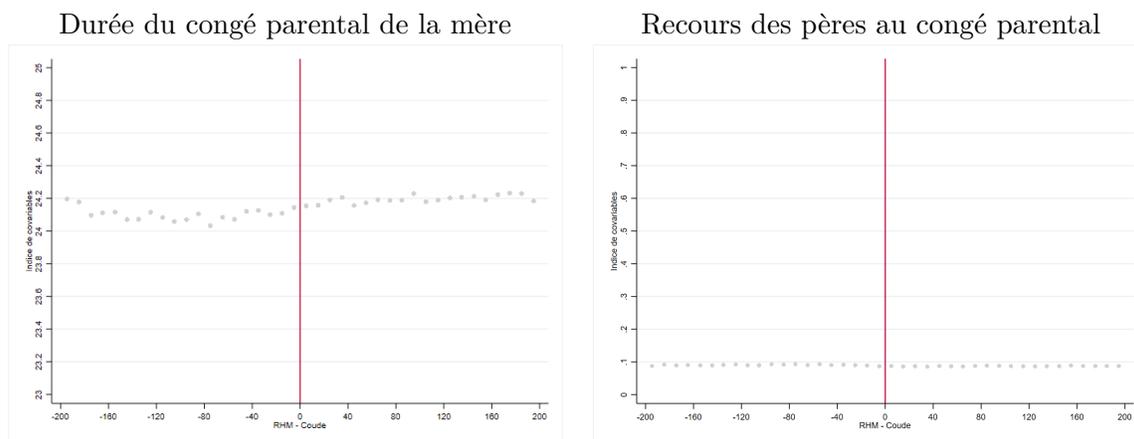
Deuxièmement, aucun changement dans la composition de l’échantillon n’est perceptible au voisinage du coude. En particulier, pour chacune des caractéristiques individuelles observables de la mère nous avons comparé la composition de notre échantillon par intervalle de la variable d’affectation (RHM_i) et nous n’observons aucune discontinuité autour du coude (cf. graphiques reportés en Annexe 5.6.2). Ces premières impressions graphiques ont ensuite été confirmées par la procédure de test de continuité de l’espérance conditionnelle des covariables, proposée par Card et al. (2015) : la figure 15, qui reporte, pour différents intervalles de la variable d’affectation, les indices de covariables associés à nos deux variables de résultat, met en

22. Le choix de la taille des intervalles a été effectué en utilisant les tests formels de lissage excessifs recommandés par Lee and Lemieux (2010).

23. Aucun des coefficients reflétant les discontinuités dans les régressions linéaires et polynomiales des tests à la McCrary ne sont statistiquement significatifs.

évidence le fait qu'ils évoluent de façon linéaire, de nouveau sans rupture autour du coude²⁴.

FIGURE 15 – Distribution des indices de covariables par intervalle de RHM, autour du coude ($k_{rhm} = 268\$$)



Note : L'indice de covariables de la durée du congé parental (partie gauche) a été estimé sur l'échantillon total. Celui concernant le recours des pères au congé parental (partie droite) a été estimé sur les sous-échantillons 2 et 3.

L'ensemble de ces résultats confirme l'hypothèse de non manipulation de notre variable d'affectation (RHM_i), justifiant ainsi la pertinence du recours à la méthode par RKD pour mesurer l'effet de la générosité des prestations sur la demande de congés parentaux des familles à bas revenus.

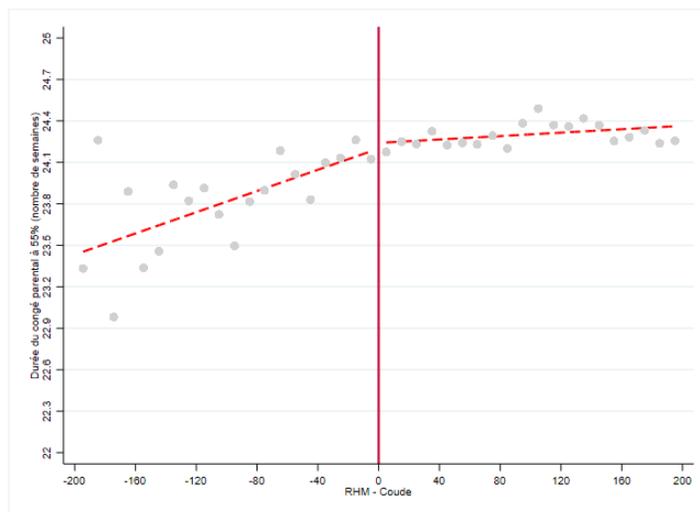
5.4.2 La durée du congé parental, chez les mères à faibles revenus, sensible à la générosité de leurs indemnisations

Nous nous intéressons tout d'abord à l'impact d'une augmentation de la générosité des prestations perçues par les mères sur le nombre de semaines de congé parental qu'elles demandent. La figure 16 reporte la distribution des valeurs moyennes de cette première variable de résultat, en fonction de la variable d'affectation (RHM) au voisinage du coude identifié ($k_{rhm} = 268\$$). Contrairement à l'analyse menée sur les covariables, nous observons un changement de pente

24. Les indices de covariables reportés dans la figure 15 correspondent aux valeurs prédites à partir d'un modèle à effets constants régressant respectivement la durée du congé de la mère et le recours du père au congé parental en fonction de l'ensemble des variables de contrôle X_i de l'équation (5.6). Nous avons également répliqué cette analyse en utilisant les spécifications alternatives (modèles Tobit et Poisson avec censure à droite pour la durée du congé parental des mères, et modèle probit pour le recours des pères au congé parental). Quel que soit le modèle utilisé, nous aboutissons aux mêmes conclusions.

négatif au niveau du coude dans l'évolution de la variable : la pente est fortement positive à gauche du coude, puis nettement moins, voire nulle, à droite du coude. Ce premier résultat graphique laisse ainsi penser qu'il pourrait exister un effet causal du montant des prestations sur les durées des congés demandées.

FIGURE 16 – Analyses graphiques de l’effet d’une augmentation du montant des prestations sur la durée du congé parental (indemnisé à 55%)



Note : Sur le graphique sont reportées les durées moyennes de congé pris par la mère pour chaque intervalle de 10\$ de RHM centré par rapport au coude $k_{rhm} = 268$ \$. La ligne rouge continue représente le point du coude $k_{rhm} = 268$ \$ centré en 0, et les lignes rouges pointillées de part et d’autre du coude correspondent aux valeurs prédites par des régressions polynomiales linéaires.

Le tableau 31 reporte les résultats des estimations par RKD des effets causaux de la générosité des prestations sur la durée du congé parental pris par les mères ($\hat{\alpha}$, $\hat{\alpha}^*$). Quel que soit le modèle utilisé, nous avons retenu un polynôme d’ordre 1 (fonction linéaire plutôt que quadratique ou cubique) et une taille de fenêtre de 100\$ au vu de leur optimalité au sens respectivement du critère AIC et de l’analyse de sensibilité reportée en Annexe 5.6.3.

TABLE 31 – Effet d’une augmentation du montant des prestations perçues par les mères sur la durée de leur congé parental

Durée du congé parental			
	Modèle à	Tobit	Poisson
	effets constants		
Estimateur de l’effet causal ($\hat{\alpha}$)	0,017** (,008)	0,012* (,006)	0,009** (,005)
Estimateur de l’effet causal potentiel ($\hat{\alpha}^*$)	-	0,111* (,059)	0,063** (,005)
Taille de la fenêtre (h)	100	100	100
Degré du polynôme (P)	1	1	1
Nbre d’observations	15 211	15 211	15 211
AIC	77 670,82	19 522,28	25 964,1

Notes : Significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%, écarts-types corrigés de l’hétéroscédasticité entre

parenthèses. La durée des congés est exprimée en nombre de semaines.

Les résultats des estimations formelles confirment tous l'effet positif et significatif d'une augmentation de la prestation parentale perçue par les mères sur la durée de leur congé²⁵, observé à la figure 16. Toutefois, l'ampleur de cet effet $\hat{\alpha}$ est relativement faible. En effet, selon l'estimation effectuée à partir du Tobit, qui donne la quantification intermédiaire pour nos 3 spécifications et qui se révèle la plus pertinente au sens du critère AIC, une augmentation de 10 dollars de prestations hebdomadaires engendrerait en moyenne un accroissement de 0,12 semaine de la durée effective des congés parentaux pris par les mères. La faiblesse de cet impact causal s'explique, en grande partie, par la forte proportion de mères de notre échantillon (environ 90% selon le tableau 29) qui prennent déjà l'intégralité des semaines de congés parentaux offertes par le RQAP et qui ne peuvent donc pas ajuster à la hausse leur comportement en réponse à une augmentation de la générosité des prestations. D'ailleurs, il n'est pas surprenant que le modèle à effets constants, qui ne tient pas compte explicitement de la censure à droite des durées effectives des congés parentaux, sur-estime l'effet causal $\hat{\alpha}$.

L'intérêt de l'estimateur de l'effet causal potentiel, $\hat{\alpha}^*$, est de permettre d'avoir une idée de l'ampleur de l'effet attendu dans la situation hypothétique où la limite maximale de 25 semaines de congés n'existerait plus, c'est-à-dire dans la situation où toutes les mères pourraient ajuster la durée de leur congé. Notre estimation issue du modèle Tobit montre que dans ce cas, une augmentation de 10 dollars des prestations hebdomadaires inciterait les mères à prendre en moyenne 1,1 semaine de congé parental en plus. Par conséquent, si comme envisagé par certains projets de réformes du RQAP, le congé parental était indemnisé par des prestations plus généreuses qu'actuellement pour les familles à bas revenus et pour une durée potentielle plus longue (allongement de la durée maximale du congé mais sans l'éliminer), nous devrions observer une hausse significative de la durée des congés parentaux pris par les mères concernées d'un peu moins d'une semaine pour 10 dollars hebdomadaires supplémentaires perçus.

Globalement, ces premiers résultats confortent la pertinence d'une politique destinée à augmenter la générosité des prestations des mères à faibles revenus durant le congé parental afin de limiter les risques qu'elles y renoncent ou qu'elles l'écourtent. Alors que des études précédentes ont montré que les mères à bas revenus demandent des prestations moins longues que les autres [Lacroix et al. (2017a)], nous montrons que l'objectif principal du recours à un mécanisme d'incitation financière, qui est précisément de limiter le renoncement aux congés de la part des familles les plus modestes, semble en partie atteint. Toutefois, derrière cet effet

25. En plus de l'utilisation de spécifications concurrentes pour tester la robustesse de nos résultats, nous avons effectué un *test de permutation*, basé sur des régressions *placebo* et proposé par Ganong and Jäger (2018). Les détails de ce test sont présentés dans l'Annexe 5.6.5. Nous pouvons en conclure que les effets causaux identifiés ne sont pas faussés par une corrélation trompeuse (*spurious correlation*).

causal moyen pourrait se cacher de fortes disparités selon la situation familiale de la mère, comme l'ont montré de précédentes études consacrées aux congés familiaux [Rossin-Slater et al. (2013), Baum and Ruhm (2016)]. C'est pourquoi, nous nous sommes interrogés sur la variabilité de cet effet entre les mères monoparentales, cible prioritaire de nombreuses politiques familiales et sociales au Québec, et les mères en couple dans la section 5.4.3, ainsi que sur un potentiel effet indirect sur l'implication du père dans les activités parentales pour les mères en couple dans la section 5.4.4. Des analyses séparées menées sur nos 3 échantillons décrits dans le tableau 28 vont nous permettre de donner des éléments de réponse sur ces différents points. La figure 17 reporte les analyses graphiques menées sur les sous-échantillons et le tableau 32 les estimations formelles associées²⁶.

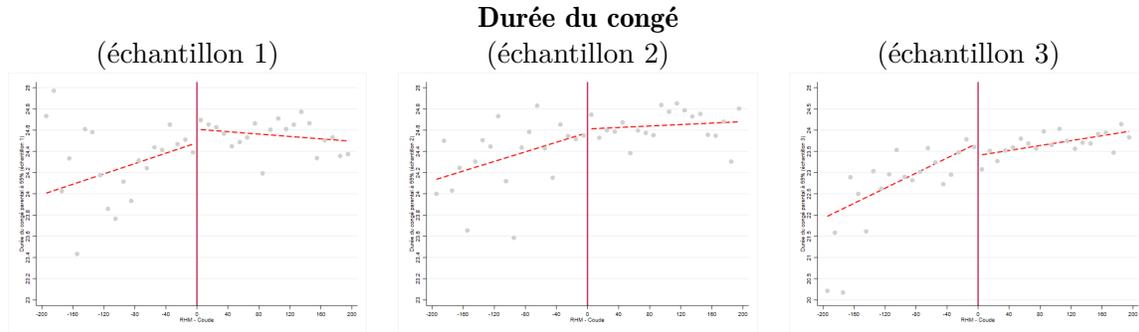
5.4.3 Des impacts plus marqués pour les mères en situation de monoparentalité

La figure 17 suggère que l'échantillon 1, qui correspond aux mères en situation de monoparentalité, semble se distinguer des autres (échantillons 2 et 3) avec un changement de pente au niveau du coude légèrement différent. Pour les mères en couple, qu'il s'agisse de celles dont le conjoint n'a pris aucune semaine de congé familial (échantillon 2), ou de celles dont le conjoint en a pris au moins une semaine (échantillon 3), nous observons, comme pour l'échantillon total, un changement de pente négatif qui se caractérise par une pente plus croissante à gauche du coude qu'à droite, mais qui reste malgré tout légèrement croissante. Pour les mères monoparentales (échantillon 1), ce changement de pente qui est également négatif, se caractérise cette fois par une inversion de la pente au niveau du coude avec une tendance croissante à gauche et décroissante à droite. Ce résultat graphique suggère ainsi un effet plus marqué de la générosité des prestations versées pour les mères seules que pour les autres.

Cette intuition est confirmée par les estimations sur nos différents échantillons. Selon les résultats du tableau 32, seuls les effets causaux, $\hat{\alpha}$ et $\hat{\alpha}^*$, estimés sur l'échantillon des mères en situation de monoparentalité (échantillon 1) sont statistiquement significatifs. Pour ces mères seules à bas revenus, une augmentation de 10 dollars de leurs prestations hebdomadaires engendrerait une hausse en moyenne de 0,25 semaines de la durée de leur congé parental à autres paramètres de la réglementation actuelle du RQAP inchangés, et une hausse de 3,71 semaines de congés dans le scénario hypothétique où il n'y aurait plus de contrainte maximale imposée pour la durée du congé parental, c'est-à-dire dans le cas où les mères pourraient prendre autant de semaines de congé parental rémunéré à 55% qu'elles le souhaitent (résultats des estimations selon le modèle Tobit, qui minimise le critère AIC). Ainsi, les retombées attendues de réformes instaurant à la fois une amélioration de la générosité des prestations et un allon-

26. Pour les sous-échantillons, le critère AIC suggère à nouveau l'utilisation d'une fonction linéaire plutôt qu'une forme quadratique ou cubique. De plus, nous retrouvons une certaine stabilité des résultats en faisant varier la taille de la fenêtre d'analyse (Annexe 5.6.3). La taille de fenêtre retenue est toujours de 100\$.

FIGURE 17 – Analyses graphiques de l’effet d’une augmentation du montant des prestations sur la durée du congé parental indemnisé à 55% selon la situation familiale de la mère



Note : Sur les graphiques sont reportées les durées moyennes de congé pris par les mères pour chaque intervalle de 10\$ de RHM centré par rapport au coude $k_{rhm} = 268$ \$, selon nos 3 sous-échantillons. Sur chaque graphique, la ligne rouge continue représente le point du coude $k_{rhm} = 268$ \$ centré en 0, et les lignes rouges pointillées de part et d’autre du coude correspondent aux valeurs prédites par des régressions polynomiales linéaires.

gement de la durée du congé parental rémunéré offerte par le régime assurantiel sont fortes pour les mères en situation de monoparentalité, mais faibles pour les mères à bas revenus vivant en couple. Cette première conclusion fait écho à certaines dispositions déjà prises, mais également à venir, par le RQAP. Alors que les parents isolés, qui sont dans les faits le plus souvent des mères, représentent l’une des cibles prioritaires en matière de mesures de soutien dans l’amélioration de la conciliation entre vie professionnelle et vie familiale, nos résultats montrent que des mécanismes d’incitation financière peuvent s’avérer pertinents pour cette population spécifique. Ils confortent aussi les orientations prises par le RQAP dans le cadre d’un récent projet de loi²⁷, et qui font notamment mention de l’ajout de semaines additionnelles de prestations parentales, au-delà des semaines acquises dans le cadre du régime actuel, offertes aux parents seuls.

TABLE 32 – Effet sur la durée du congé pris par les mères selon la situation familiale

	Durée du congé parental		
	Modèle à effets constants	Tobit	Poisson
Echantillon 1 : mères en situation de monoparentalité			
Estimateur de l’effet causal ($\hat{\alpha}$)	0,027*** (,010)	0,025*** (,009)	0,010*** (0,005)
Estimateur de l’effet causal potentiel ($\hat{\alpha}^*$)	-	0,371*** (,128)	0,156*** (,010)

27. Pour plus de détails : <https://www.rqap.gouv.qc.ca/fr/a-propos-du-regime/lois-et-reglements/projet-loi-no-51>.

Durée du congé parental			
	Modèle à	Tobit	Poisson
	effets constants		
Taille de la fenêtre (h)	100	100	100
Degré du polynôme (P)	1	1	1
Nbre d'observations	5 480	5 480	5 480
AIC	25 585,07	4 882,804	6 532,974
Echantillon 2 : mères en couple, sans la participation du conjoint au RQAP			
Estimateur de l'effet causal ($\hat{\alpha}$)	0,015 (,010)	0,011 (,008)	0,008 (,005)
Estimateur de l'effet causal potentiel ($\hat{\alpha}^*$)	-	0,195 (,144)	0,089 (,005)
Taille de la fenêtre (h)	100	100	100
Degré du polynôme (P)	1	1	1
Nbre d'observations	4 581	4 581	4 581
AIC	20 906,38	3 617,719	4 891,199
Echantillon 3 : mères en couple, avec un conjoint qui participe au RQAP			
Estimateur de l'effet causal ($\hat{\alpha}$)	0,006 (,020)	-0,003 (,016)	-0,0004 (,013)
Estimateur de l'effet causal potentiel ($\hat{\alpha}^*$)	-	-0,016 (,083)	-0,001 (,0001)
Taille de la fenêtre (h)	100	100	100
Degré du polynôme (P)	1	1	1
Nbre d'observations	4 150	4 150	4 150
AIC	23 603,16	9 067,037	11 913,43

Notes : Significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%, écarts types corrigés de l'hétéroscédasticité entre parenthèses. La durée des congés est exprimée en nombre de semaines.

Les résultats du tableau 32, quel que soit le modèle considéré, suggèrent aussi que l'effet incitatif de la générosité des prestations sur la durée du congé parental demandée par les mères tend à s'affaiblir avec la présence du père dans le ménage (passage de l'échantillon 1 à 2), et encore davantage avec son implication dans la prise du congé (passage de l'échantillon 2 à 3). Cette décroissance observée dans l'ampleur de $\hat{\alpha}$ et $\hat{\alpha}^*$ (qui va de pair avec la non-significativité des effets sur les échantillons 2 et 3) pourrait révéler une plus faible sensibilité des mères aux variations du montant des prestations à mesure de l'implication croissante des pères dans la gestion des tâches domestiques et parentales. Même si nous ne pouvons pas appréhender de manière précise le niveau d'implication du père dans la répartition des tâches domestiques - liées aux soins du nouveau-né ou non - à partir de nos données, nous pouvons en revanche supposer que cette répartition sera d'autant plus égalitaire que le père a pris un congé familial (paternité et/ou parental) dans les mois qui suivent la naissance. En effet, nous pouvons supposer que le fait que le père décide ou non de prendre un congé familial soit un facteur révélateur d'une meilleure répartition des tâches domestiques au sein du ménage, et

pas uniquement en ce qui concerne le nouveau-né. C'est d'ailleurs ce qui a pu être mis en évidence dans certains travaux qui se sont intéressés aux retombées des congés paternité sur l'implication domestique des pères [Kotsadam and Finseraas (2011); Bünning (2015); Pailhé et al. (2018)], y compris pour le cas spécifique du Québec [Patnaik (2019); CGAP (2014)]. Dès lors, cette amélioration du partage des tâches pourrait se traduire, en particulier pour la mère, par une conciliation entre vie professionnelle et familiale facilitée, et un retour sur le marché du travail plus rapide, générant indirectement une moindre sensibilité aux prestations versées pour le congé parental. Cette hypothèse est tout à fait en accord avec le récent rapport du CGAP (2020a) qui met en avant que les couples au sein desquels les prestations sont partagées entre conjoints ont tendance à moins prendre, en cumulé, l'intégralité des 25 semaines de congé parental offertes par le RQAP.

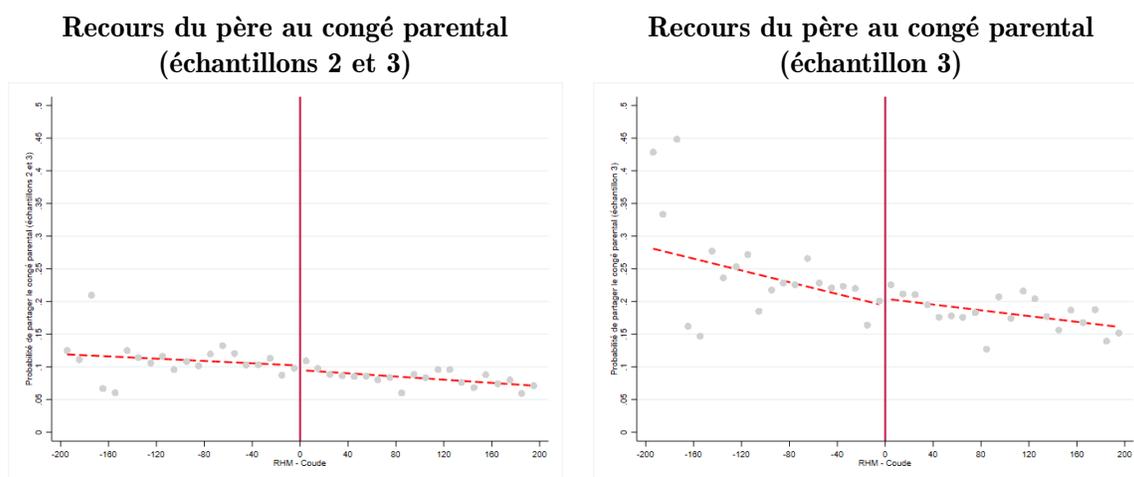
Enfin, une part de la diminution de l'effet causal de la générosité des prestations dans le cas où le père est présent et peut prétendre à des prestations familiales (c-à-d sous condition d'éligibilité au régime) peut s'expliquer par le caractère *partageable*, entre conjoints, du congé analysé. Il n'est effectivement pas surprenant d'observer un affaiblissement de la relation de causalité directe entre le montant des prestations versées à la mère et la durée de congé qu'elle demande dès lors que le père est directement concerné par la décision. Si ce dernier souhaite s'impliquer davantage auprès de son enfant, et en particulier en prenant plus de semaines de congé parental, cela se traduit souvent par l'obligation pour la mère de diminuer son nombre de semaines de congé. Pour les mères en couple, le caractère collectif de la décision, probablement régie par un processus de négociation intra-familiale [Chiappori et al. (2002); Gobbi et al. (2018)], peut la rendre davantage multidimensionnelle, relayant parfois la question financière au second plan, contrairement à la situation des mères monoparentales où la décision ne peut être qu'individuelle et donc plus sensible aux incitations financières. L'instauration de régimes de congés familiaux dans lesquels les pères occupent une place croissante tel que le RQAP, a tendance à rendre les décisions concernant la durée de prestation demandée par chacun des parents (ex : congé maternité, paternité, parental) plus collectives et donc davantage prises au niveau du ménage [CGAP (2014)], et ce encore plus dans le cas de congés partageables entre eux. D'où l'intérêt d'étudier le comportement de réponses des pères.

5.4.4 Un impact non significatif, pour les mères en couple, sur la demande de congé parental de leur conjoint

Nous avons cherché à savoir si le fait qu'il n'y ait pas d'effet significatif direct de la générosité des prestations perçues par la mère sur la durée de leur congé parental quand elles sont en couple (échantillons 2 et 3), ne cachait pas un effet indirect sur la demande de congé parental de leur conjoint. Nous pouvons supposer que le fait que le congé parental de la mère soit mieux rémunéré, pourrait inciter davantage les pères non prestataires du RQAP à recourir à

des congés et/ou à inciter les pères qui ne prenaient qu'un congé paternité à le combiner avec un congé parental et ainsi augmenter leur implication dans les activités parentales, puisque la perte de revenus professionnels liée à l'interruption de l'activité de leur conjointe devient plus faible. C'est pourquoi, nous avons examiné l'effet d'une variation dans le montant de la prestation totale perçue par la mère sur le recours du père à un congé parental. La figure 18 présente les analyses graphiques de cet effet causal sur l'échantillon des parents qui sont en couple tout d'abord (échantillons 2 et 3), puis pour le cas spécifique où les pères avaient en amont décidé de prendre un congé paternité (échantillon 3), et le tableau 33 reporte les estimations formelles associées.

FIGURE 18 – Analyses graphiques de l'effet du montant des prestations perçues par la mère sur le recours du père au congé parental



Contrairement aux résultats précédents, les analyses graphiques ne révèlent pas de changement de pente très visible, quel que soit l'échantillon considéré (figure 18). Il semblerait donc, d'après ces premières impressions graphiques, que l'effet indirect recherché sur la décision de participation du père au congé parental soit limité, ce qui est ensuite confirmé par les résultats des estimations formelles correspondantes (tableau 33). Les résultats des estimations par RKD révèlent en effet un impact estimé ($\hat{\alpha}$) très faible sur nos deux échantillons, et non statistiquement significatif²⁸. En d'autres termes, le montant de la prestation parentale perçue par la mère à titre individuel ne semble pas affecter directement l'arbitrage concernant la répartition du congé parental entre les deux parents, qu'ils soient tous les deux prestataires du régime ou non, contrairement à ce que nous pouvions suspecter compte tenu des résultats de la section précédente.

28. A nouveau, les résultats correspondent à une spécification linéaire ($P = 1$) et à une taille de la fenêtre, h , de 100 \$ de chaque côté du coude

Cette conclusion n'est toutefois pas incohérente avec les enseignements des travaux d'évaluation d'impacts de l'instauration de nouveaux congés familiaux légaux (ex : congé paternité et/ou parental) ou de modifications de leur générosité. Certes, les analyses empiriques ont globalement mis en évidence des impacts positifs sur le recours aux congés en cas d'amélioration de l'offre de prestations proposée [Han et al. (2009); Rossin-Slater et al. (2013); Baum and Ruhm (2016); Lacroix et al. (2017b); Bartel et al. (2018); Narcy and Sari (2018); Patnaik (2019)], mais avec cependant une distinction marquée en termes d'ampleur dans l'effet observé entre les mères et les pères. Alors qu'en cas de bonification des systèmes de congés familiaux, la proportion de mères y ayant recours augmente fortement, les effets en termes de comportement de réponse des pères sont beaucoup plus limités [Bartel et al. (2018); Baum and Ruhm (2016)]. Cette moindre sensibilité des comportements des pères en général aux innovations en termes de politiques familiales pourrait en partie expliquer la non-significativité de notre effet causal $\hat{\alpha}$ estimé. Elle pourrait être due non seulement aux écarts de salaire intra-familiaux au détriment des mères, mais aussi être le reflet de la persistance de représentations stéréotypées quant à la place des hommes et des femmes dans la société et de la division genrée des rôles qui en découle [Auman et al. (2011); Rehel and Baxter (2015)], notamment dans les ménages les plus faiblement éduqués et à revenus modestes. Ainsi, même si les mentalités évoluent peu à peu, il n'en reste pas moins que certains pères hésitent à prendre des congés parentaux par crainte de subir des formes de discrimination et de moindre considération de la part de leurs employeurs ou collègues. Pour le cas précis du Québec, l'étude qualitative de McKay and Doucet (2010) menée auprès de couples canadiens incluant des couples québécois, ou encore le sondage réalisé par le CGAP (2014) auprès des pères prestataires du RQAP, font ressortir le fait que l'employeur, et plus généralement la sphère professionnelle, pouvaient encore être des facteurs désincitatifs de la prise de congé par le père. L'ensemble de ces éléments met en avant le fait que, contrairement aux mères, les pères seraient soumis à davantage de freins au moment de la demande de congés familiaux à la suite d'une naissance, et notamment autres que financiers. D'ailleurs, en nous prêtant à l'exercice consistant à estimer l'effet causal de la générosité des prestations perçues directement par les pères, en répliquant la même méthodologie sur l'échantillon des pères bénéficiaires de la majoration (et non des mères bénéficiaires comme dans la section 5.4.2), nous ne trouvons aucun impact significatif sur la durée du congé parental à 55% qu'ils demandent (cf. résultats reportés en Annexe 5.6.6), alors qu'il était significatif et positif sur notre échantillon des mères (tableau 31). Ce résultat vient ainsi conforter l'hypothèse selon laquelle l'arbitrage des pères et celui des mères ne semblent pas régis par les mêmes mécanismes, et en particulier déterminé dans une moindre mesure par la question financière pour le cas des pères.

TABLE 33 – Effets sur le recours du père au congé parental

Recours du père au congé parental		
	Modèle à effets constants	Probit
Echantillons 2 et 3		
Estimateur de l'effet causal ($\hat{\alpha}$)	0,0005 (,001)	0,0006 (,0009)
Taille de la fenêtre (h)	100	100
Degré du polynôme (P)	1	1
Nbre d'observations	8 731	8 731
AIC	3330,827	5492,09
Echantillon 3		
Estimateur de l'effet causal ($\hat{\alpha}$)	0,0007 (,002)	0,0008 (,002)
Taille de la fenêtre (h)	100	100
Degré du polynôme (P)	1	1
Nbre d'observations	4 150	4 150
AIC	4 145,167	4 121,403

Notes : Significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%, écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité entre parenthèses.

5.5 Conclusion

Cette étude met en œuvre une méthode d'évaluation empirique permettant d'estimer l'effet causal de la générosité des prestations sur la demande de congé parental des familles les plus modestes. La stratégie empirique employée consiste à utiliser l'attribution d'une majoration forfaitaire aux familles à bas revenu, comme source exogène de variations dans les prestations versées, afin de pouvoir l'identifier. Nos analyses globales révèlent tout d'abord un effet positif de la générosité des prestations sur la durée du congé parental demandée par les mères les plus modestes. Ce premier résultat vient ainsi confirmer la pertinence du recours à un mécanisme d'incitation financière à destination des familles modestes qui s'inscrit dans la volonté affichée du RQAP de soutenir les parents dans leur désir de consacrer plus de temps à leurs enfants dans les premiers mois de leur vie, et en particulier les parents dont les revenus sont les plus faibles alors qu'ils continuent d'être ceux qui y renoncent en premier [Lacroix et al. (2017a)]. Ensuite, nous montrons une hétérogénéité des résultats selon la situation familiale de la mère. Ce sont principalement les mères en situation de monoparentalité qui réagissent à une variation dans le montant de la prestation versée, alors que, pour le cas des mères en couple, l'effet causal n'est pas significatif. Il semblerait donc que la présence du père, et

notamment son implication dans la gestion des tâches domestiques et parentales, modifie l'arbitrage des mères quant à la durée des congés parentaux qu'elles demandent, avec pour conséquence une portée plus limitée de cette incitation financière dès lors que la mère n'est plus seule. Ce résultat nous a ainsi amené à nous interroger sur un potentiel effet indirect sur les décisions d'implications du père dans la prise en charge des tâches parentales. Or, même si nous observons une différence selon que le père est présent ou non dans le ménage, la variation dans le montant de la prestation perçue par la mère ne semble pas se répercuter, de manière indirecte, sur les décisions de prise de congé du père.

Ces résultats viennent compléter les travaux de la littérature existante sur l'analyse des systèmes de congés parentaux. Ils permettent ainsi d'améliorer la compréhension des politiques de congés parentaux et leur impact en termes de comportements de réponse de la part des nouveaux parents au-delà de la seule analyse de l'effet causal d'un changement de politique global [Lacroix et al. (2017b); Lacroix et al. (2017a); Patnaik (2019)]. Notre étude fournit en particulier les premiers résultats empiriques concernant l'effet causal de la générosité des prestations parentales pour les ménages à bas revenus. Alors que Bana et al. (2020) n'ont pas trouvé d'effet significatif de la générosité des prestations sur la durée du congé demandée par les mères les plus aisées, nous montrons à l'inverse, qu'à l'autre extrémité de la distribution de revenu, un mécanisme d'incitation financière pourrait influencer les comportements de prise de congé des mères. Dès lors, même si nos résultats reposent sur une stratégie d'estimation locale, et appliquée au cas du Québec, l'impact comportemental de la générosité des prestations représente malgré tout un élément clé pour les décideurs publics, y compris pour d'autres cas que le régime québécois, à commencer par le système canadien qui dispose de la même mesure de majoration. Cette étude s'inscrit en effet, de manière plus générale, dans le cadre de l'économie publique en apportant notamment des éléments de réponses quant à la question des leviers disponibles pour limiter les inégalités sociales de recours aux congés observés dans de nombreux régimes d'assurance parentale.

Dans le contexte spécifique du Québec, ces résultats sont d'autant plus intéressants qu'ils sont à mettre en perspective avec l'actualité récente qui touche le RQAP. En particulier, le projet de loi n° 51, déposé en novembre 2019 par le gouvernement de Coalition avenir Québec (CAQ), adopté à l'Assemblée nationale le 27 octobre 2020 et ratifié le 29 octobre 2020, affiche comme objectif principal d'améliorer la flexibilité du régime d'assurance parentale afin de favoriser la conciliation famille-travail²⁹. Cet objectif général traduit la volonté du Ministère du Travail, de l'Emploi et de la Solidarité sociale (MTESS), dont relève le régime d'assurance, de faire évoluer le programme afin qu'il puisse répondre de façon plus optimale aux besoins des parents et à l'évolution constante du marché du travail. Parmi les évolutions souhaitées, se

29. Pour plus de détails aller voir la page du site du CGAP dédiée (<https://www.rqap.gouv.qc.ca/fr/propos-du-regime/lois-et-reglements/projet-loi-no-51>).

trouve par exemple celle d'encourager un plus grand partage des congés entre les deux parents avec l'ajout de 4 semaines additionnelles de prestations parentales à 55% dans les cas où les parents se partageraient 20 semaines de prestations à parts égales et dont l'objectif est de récompenser les pères qui font le choix de s'impliquer davantage dans les mois suivant la naissance. Nous pouvons aussi mentionner la volonté d'un soutien accru aux parents qui font face à des situations familiales et contraintes particulières, tels que les parents isolés auxquels il est désormais prévu de proposer des prestations supplémentaires. Par ailleurs, ce projet de loi inclut également la modification du Règlement d'application de la loi sur l'assurance parentale dans le but précis de mettre en œuvre de nouvelles dispositions réglementaires et d'actualiser celles existantes en concordance avec les changements législatifs. Plus concrètement, cette modification autorise le Conseil de gestion de l'assurance parentale (CGAP), qui est en charge de la gestion du RQAP et qui a pour mission d'assurer le versement des prestations parentales et de conseiller le gouvernement concernant les questions relatives à l'assurance parentale, à apporter certaines modifications dans les règles d'admission et de calcul des prestations actuellement en vigueur, y compris celles concernant la majoration. Dès lors, des modifications pourront être apportées à la fois sur les critères d'éligibilité à la majoration (exemple : le revenu de référence retenu comme critère d'éligibilité, les seuils d'éligibilité associés, etc.), ainsi que sur les montants forfaitaires de majoration finalement versés. Avec ce changement de paradigme, et en réponse à l'identification récente de plusieurs limites importantes de la mesure de majoration dans sa forme actuelle dans le cadre d'un document de travail effectué par le Conseil de gestion [CGAP (2020b)], le Conseil de gestion sera appelé à revoir les critères d'admissibilité qui sont actuellement déterminés à son règlement (pour plus de détails voir le rapport d'évaluation préparé pour le CGAP [Havet et al. (2021)]). Dans ce cadre, notre travail permet d'ores et déjà d'apporter un éclairage quant aux résultats qui pourront être attendus de la modification de certains critères. Par exemple, le fait d'envisager des modifications qui iraient dans le sens d'une bonification des prestations versées aux parents les plus modestes (exemple : via une indexation annuelle des montants de majoration versés ou encore un assouplissement du plafond des 80%), devraient avoir des conséquences sur les comportements de recours des mères québécoises, à savoir une augmentation de la durée demandée. Nous savons par ailleurs, à partir de nos résultats, que cette augmentation serait a priori relativement faible dans le contexte actuel (en moyenne 0,12 semaine pour une augmentation de 10 \$ de prestations hebdomadaires), c'est-à-dire lorsque les autres paramètres du régime restent inchangés, et nettement plus importante dans le cas où l'accroissement du niveau des prestations serait accompagné d'un relâchement de la contrainte portant sur le nombre de semaines maximales de congés légaux (en moyenne 1,1 semaine pour une augmentation de 10 \$ de prestations hebdomadaires). Enfin, alors que nos résultats mettent en avant un effet d'autant plus marqué pour les mères monoparentales, l'identification de populations cibles dans la cadre du récent projet de loi tels que le sont les parents isolés semble particulièrement pertinente. Ainsi, nos résultats trouvent à la fois un intérêt en termes de prévision des

résultats qui pourront être attendus, mais également dans une perspective de gestion et en particulier afin de pouvoir intégrer les changements de comportements individuels à la suite d'une modification.

5.6 Annexes

5.6.1 Paramètres du congé parental de base proposé par le RQAP

Grille de barème pour la majoration des prestations du congé parental

TABLE 34 – Barème pour la majoration

Revenu familial net (en \$)		Montants hebdomadaires (en \$)
de	à	
0	20 921,00	67,00
20 921,01	21 250,00	66,80
21 250,01	21 500,00	61,30
21 500,01	21 750,00	57,20
21 750,01	22 000,00	53,15
22 000,01	22 250,00	49,20
22 250,01	22 500,00	45,40
22 500,01	22 750,00	41,55
22 750,01	23 000,00	37,90
23 000,01	23 250,00	34,35
23 250,01	23 500,00	30,90
23 500,01	23 750,00	27,55
23 750,01	24 000,00	24,30
24 000,01	24 250,00	21,15
24 250,01	24 500,00	18,10
24 500,01	24 750,00	15,15
24 750,01	25 000,00	12,25
25 000,01	25 250,00	9,40
25 250,01	25 500,00	6,75
25 500,01	25 750,00	4,15
25 750,01	25 920,99	1,70
25 921,00	plus	0,00

Discontinuité pour le cas du congé parental indemnisé à 70%

Pour l'échantillon des parents bénéficiaires de la majoration parmi les ménages avec un revenu familial net inférieur à 20 921\$, le montant de la prestation totale versée dans le cadre du congé parental indemnisé à 70% est une fonction déterministe du revenu hebdomadaire moyen (RHM) incluant un coude au point $k_{rhm} = \frac{M_{max}}{0,80 - \tau_c} = \frac{67}{0,80 - 0,70} = 670\$$, avec un changement de pente d'environ - 10 % comme l'illustre la figure 19.

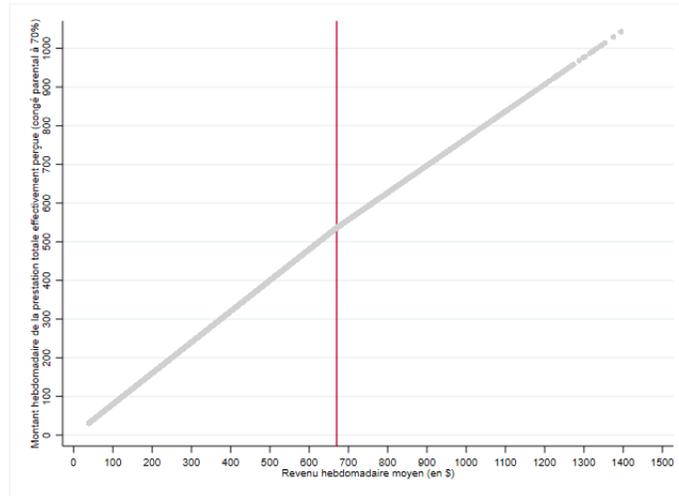
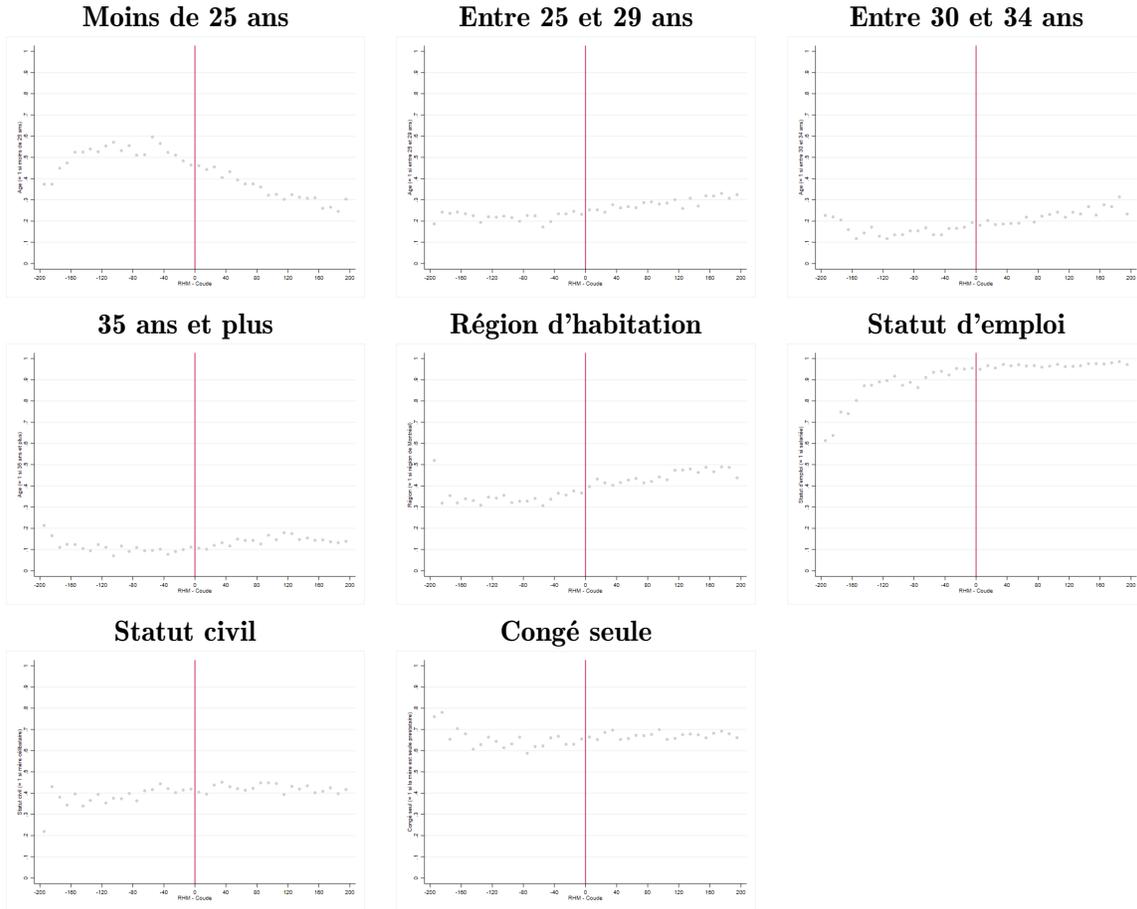


FIGURE 19 – Montant des prestations totales effectivement perçues, dans le cadre du congé parental à 70%, par les bénéficiaires éligibles à la majoration et avec un $RFN_j \leq 20921\$$, sur la période 2006-2017

5.6.2 Tests de validité du RKD sur les caractéristiques observables

La figure 20 reporte, pour chaque caractéristique individuelle observable, la composition de l'échantillon par intervalle de revenu hebdomadaire moyen autour du point exact du coude. Par exemple, le premier graphique de la figure 20 reporte, pour chaque intervalle de 10 \$ de RHM, la proportion de femmes de moins de 25 ans dans l'échantillon. On n'observe aucune discontinuité autour du seuil $k_{rhm} = 268 \$$ dans la composition de l'échantillon relativement à cette caractéristique. De même pour l'ensemble des caractéristiques individuelles des mères reportées dans les différents graphiques, aucun saut n'est observé dans la composition de l'échantillon autour du coude.

FIGURE 20 – Analyses graphiques des covariables en fonction du RHM au niveau du coude



Note : Les graphiques reportent les proportions de mères pour qui la variable considérée vaut 1. La ligne verticale rouge représente le niveau du seuil définissant le coude ($k_{rhm} = 268$ \$). La taille des intervalles est de 10\$. Ce choix passe les tests d'un lissage excessif proposé par [Lee and Lemieux \(2010\)](#).

5.6.3 Sensibilité des résultats aux choix de l'ordre maximal du polynôme P et de la taille de la fenêtre h

Analyses sur l'échantillon total de la population cible

Les tableaux [35](#), [36](#) et [37](#) reportent les résultats de nos estimations de l'effet causal $\hat{\alpha}$ en faisant varier l'ordre de la fonction polynomiale (P) et la taille de la fenêtre d'analyse (h), selon le type de modèle utilisé (modèle à effets constants, modèle Tobit censuré, modèle de Poisson censuré). On observe à la lecture de ces trois tableaux que l'utilisation de la fonction linéaire ($P = 1$) semble toujours être la plus adaptée quelle que soit la taille de la fenêtre, selon le critère AIC. Par ailleurs, pour le cas retenu $P = 1$, on observe que les résultats de

l'estimation de $\hat{\alpha}$, restent globalement stables quelle que soit la taille de la fenêtre d'analyse.

TABLE 35 – Sensibilité des résultats aux choix de P et h (modèle à effets constants)

Ordre du polynôme (P)	Taille de la fenêtre (h)																	
	50	60	70	80	90	100	110	120	130	140	150	160	170	180	190	200		
1	0,021 (0,019)	0,015 (0,015)	0,006 (0,012)	0,007 (0,010)	0,012 (0,008)	0,017 (0,008)	0,012 (0,006)	0,010 (0,006)	0,009 (0,005)	0,007 (0,005)	0,009 (0,004)	0,011 (0,004)	0,012 (0,004)	0,013 (0,004)	0,013 (0,004)	0,014 (0,004)		
1	AIC 41619,56	48899,77	55854,41	63668,11	70865,98	77670,82	84046,50	89641,03	95015,71	100234,66	104607,23	108731,08	112375,25	115577,13	118305,96	120716,20		
2	-0,041 (0,076)	0,008 (0,059)	0,035 (0,047)	0,016 (0,039)	-0,001 (0,033)	-0,010 (0,029)	0,012 (0,025)	0,019 (0,022)	0,016 (0,020)	0,020 (0,018)	0,011 (0,016)	0,0003 (0,016)	0,003 (0,014)	-0,003 (0,014)	0,001 (0,013)	-0,001 (0,012)		
2	AIC 41622,47	48903,71	55857,12	63671,97	70869,77	77672,68	84047,72	89643,79	95018,96	100237,98	104610,76	108734,07	112378,78	115579,21	118308,63	120718,13		
3	-0,205 (0,188)	-0,178 (0,149)	-0,123 (0,096)	-0,006 (0,081)	-0,017 (0,081)	-0,023 (0,071)	-0,032 (0,061)	-0,028 (0,054)	-0,004 (0,050)	-0,001 (0,044)	0,023 (0,040)	0,042 (0,038)	0,028 (0,034)	0,034 (0,032)	0,018 (0,030)	0,019 (0,028)		
3	AIC 41625,54	48905,62	55857,65	63675,86	70873,65	77675,03	84050,06	89646,74	95022,54	100240,90	104614,51	108736,34	112381,21	115581,24	118310,64	120720,52		

Notes : écarts-types corrigés de l'hétérosédaasticité entre parenthèses.

TABLE 36 – Sensibilité des résultats aux choix de P et h (modèle Tobit avec censure à droite)

Ordre du polynôme (P)	Taille de la fenêtre (h)																	
	50	60	70	80	90	100	110	120	130	140	150	160	170	180	190	200		
1	0,011 (0,017)	0,010 (0,013)	0,006 (0,010)	0,003 (0,008)	0,009 (0,007)	0,012 (0,006)	0,008 (0,005)	0,008 (0,005)	0,008 (0,004)	0,006 (0,004)	0,007 (0,004)	0,010 (0,007)	0,010 (0,008)	0,012 (0,008)	0,012 (0,008)	0,012 (0,008)		
1	AIC 10337,18	12229,82	13990,09	15897,58	17791,62	19522,27	21137,95	22636,20	23918,27	25213,15	26327,28	27479,97	28387,82	29255,61	29912,05	30547,66		
2	0,003 (0,067)	0,006 (0,051)	0,019 (0,041)	0,018 (0,033)	-0,003 (0,029)	-0,006 (0,025)	0,009 (0,021)	0,008 (0,019)	0,008 (0,017)	0,011 (0,015)	0,007 (0,014)	-0,003 (0,013)	-0,001 (0,012)	-0,005 (0,011)	-0,0005 (0,010)	-0,002 (0,010)		
2	AIC 10340,18	12233,74	13993,73	15901,37	17795,36	19525,23	21141,15	22640,13	23922,24	25217,02	26331,20	27482,83	28390,34	29257,02	29913,68	30548,73		
3	-0,018 (0,165)	-0,026 (0,127)	-0,023 (0,101)	-0,005 (0,083)	0,034 (0,071)	0,022 (0,061)	-0,015 (0,052)	-0,004 (0,047)	-0,001 (0,042)	0,004 (0,037)	0,015 (0,034)	0,034 (0,032)	0,021 (0,029)	0,023 (0,027)	0,009 (0,025)	0,011 (0,024)		
3	AIC 10343,99	12237,08	13995,96	15905,32	17799,03	19528,87	21144,88	22643,58	23925,65	25220,69	26335,11	27485,01	28392,90	29259,54	29916,87	30552,21		

Notes : écarts-types corrigés de l'hétérosédaasticité entre parenthèses.

TABLE 37 – Sensibilité des résultats aux choix de P et h (modèle de Poisson censuré à droite)

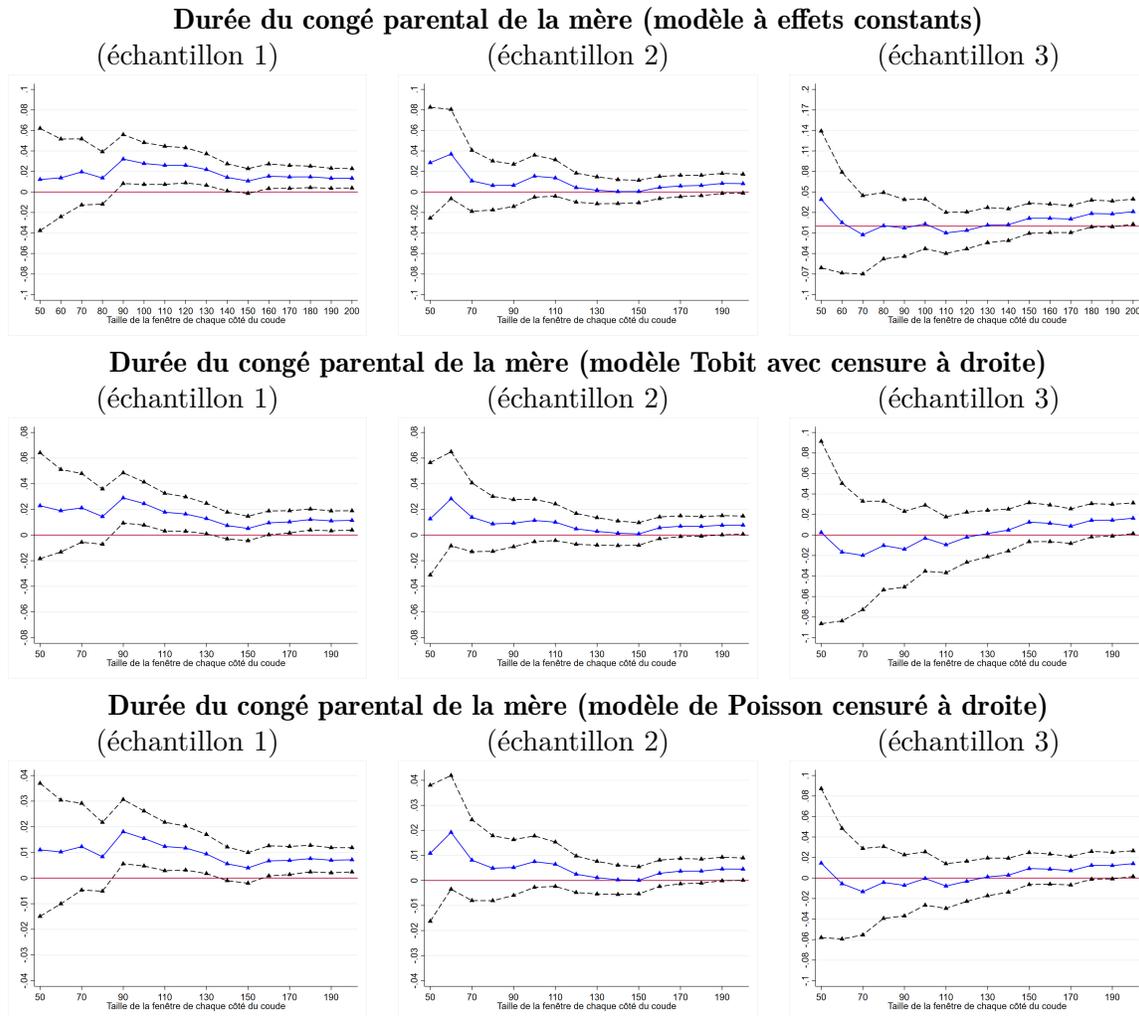
Ordre du polynôme (P)	Taille de la fenêtre (h)																	
	50	60	70	80	90	100	110	120	130	140	150	160	170	180	190	200		
1	0,011 (0,012)	0,009 (0,009)	0,004 (0,007)	0,003 (0,006)	0,007 (0,005)	0,009 (0,005)	0,006 (0,004)	0,006 (0,003)	0,005 (0,003)	0,004 (0,003)	0,005 (0,003)	0,007 (0,002)	0,007 (0,002)	0,008 (0,002)	0,008 (0,002)	0,009 (0,002)		
1	AIC 13695,74	16159,76	18423,03	21006,18	23600,73	25964,10	27989,49	29827,81	31603,84	33179,17	34580,73	36101,62	37313,32	38412,44	39268,16	40087,85		
2	-0,009 (0,047)	0,006 (0,036)	0,018 (0,029)	0,013 (0,024)	-0,004 (0,021)	-0,004 (0,018)	0,009 (0,015)	0,010 (0,013)	0,009 (0,012)	0,011 (0,011)	0,007 (0,010)	-0,001 (0,009)	0,0003 (0,009)	-0,003 (0,008)	-0,0000 (0,008)	-0,001 (0,007)		
2	AIC 13698,18	16163,69	18425,52	21009,84	23604,32	25965,26	27990,18	29830,79	31607,24	33182,19	34584,21	36104,11	37315,50	38412,38	39268,16	40086,59		
3	-0,062 (0,118)	-0,059 (0,092)	-0,047 (0,073)	-0,002 (0,050)	0,021 (0,050)	0,015 (0,044)	-0,016 (0,038)	-0,009 (0,034)	-0,004 (0,030)	0,003 (0,027)	0,013 (0,025)	0,027 (0,023)	0,019 (0,021)	0,021 (0,019)	0,010 (0,018)	0,011 (0,017)		
3	AIC 13701,60	16165,93	18425,11	21013,75	23607,82	25967,68	27992,56	29833,60	31610,32	33185,00	34587,88	36103,94	37315,62	38412,27	39268,95	40088,29		

Notes : écarts-types corrigés de l'hétérosédaasticité entre parenthèses.

Sensibilité des résultats en sous-échantillons au choix de la taille de la fenêtre

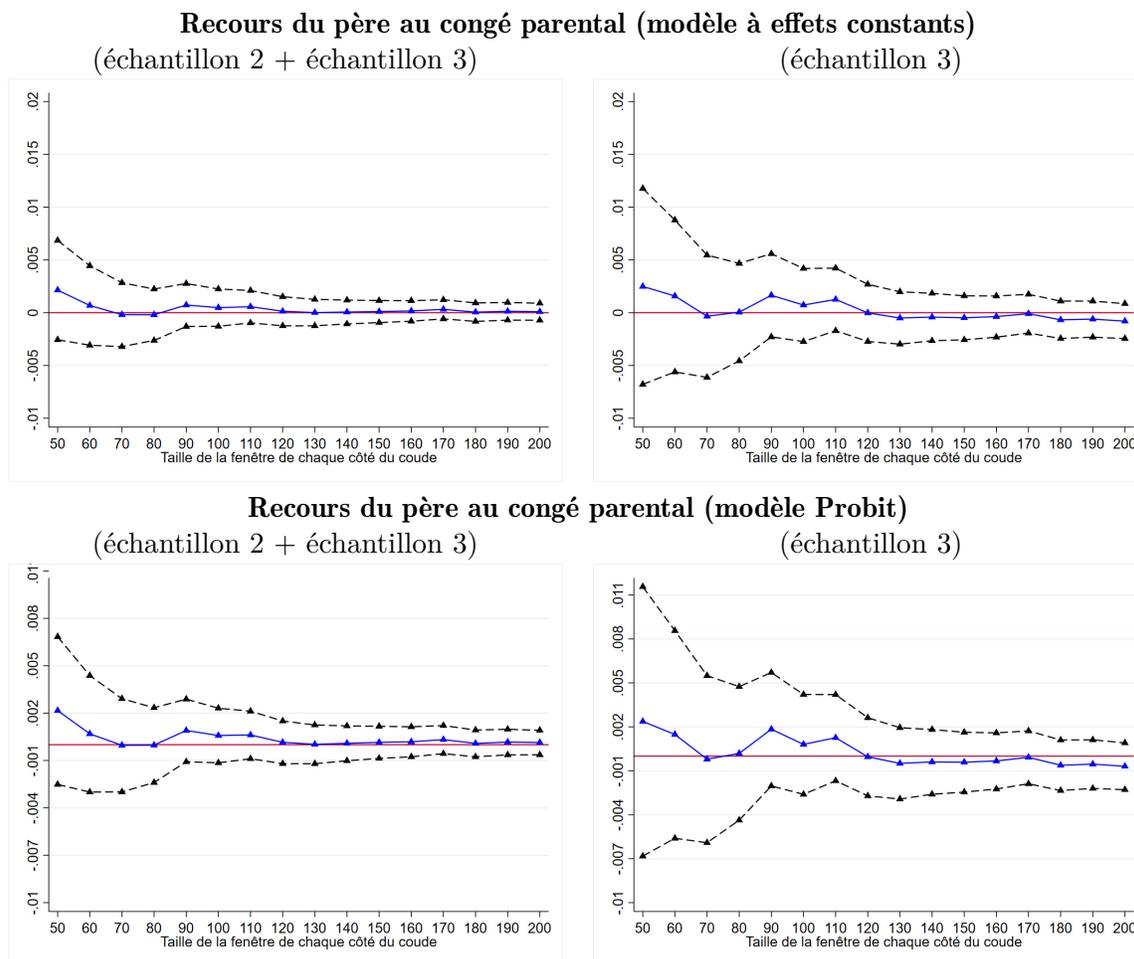
En appliquant la même démarche pour déterminer l'ordre optimal du polynôme, il ressort pour l'ensemble de nos analyses en sous-échantillons, et quel que soit le modèle utilisé, que l'utilisation de la fonction linéaire ($P = 1$) est de nouveau la plus adaptée. Chaque graphique de la figure 21 reporte les estimations, pour chaque sous-échantillon considéré, de l'effet causal $\hat{\alpha}$ et les intervalles de confiance associés dans le cadre de l'analyse de la durée du congé prise par les mères en utilisant différentes tailles de fenêtre, h , allant de 50 \$ à 200 \$ par intervalle de 10 \$, avec $P = 1$, et en fonction du modèle utilisé. La figure 22 reporte quant à elle le même type d'analyses graphiques mais concernant l'analyse de notre seconde variable de résultat, le recours au congé parental par le père.

FIGURE 21 – Sensibilité des résultats concernant la durée du congé de la mère en fonction de la taille de la fenêtre d’analyse selon nos sous-échantillons et en fonction du modèle utilisé (avec $P = 1$)



Note : Les points en bleu correspondent aux effets causaux estimés par RKD ($\hat{\alpha}$) et les points en noir aux intervalles de confiance à 95% associés

FIGURE 22 – Sensibilité des résultats concernant le recours du père au congé parental en fonction de la taille de la fenêtre d’analyse selon nos sous-échantillons et en fonction du modèle utilisé (avec $P = 1$)



Note : Les points en bleu correspondent aux effets causaux estimés par RKD ($\hat{\alpha}$) et les points en noir aux intervalles de confiance à 95% associés

5.6.4 Résultats des estimations concernant les variables de contrôle

Comme recommandé par [Lee and Lemieux \(2010\)](#), [Ando \(2017\)](#), ou encore [Calonico et al. \(2019\)](#), l’ensemble des résultats présentés dans la section 5.4 correspond à une spécification dans laquelle nous avons inclus les caractéristiques individuelles observables de la mère dont nous disposons, soit 19 dummies (âge de la mère, statut de travailleur de la mère, statut civil de la mère, le fait qu’elle soit seule ou non à prendre un congé, région d’habitation de la mère,

et l'année de la demande de congé entre 2006 et 2017)³⁰. Les résultats des coefficients associés aux différentes variables de contrôle dans nos différentes estimations sont reportés ci-après.

Equation de durée : résultats sur l'échantillon total de la population cible

Le tableau 38 reporte les coefficients associés à chaque variable de contrôle qui a été incluse dans notre spécification concernant l'équation de durée sur l'échantillon total, selon les trois types de modèles utilisés (modèle à effets constants, Tobit et Poisson).

TABLE 38 – Impact des variables de contrôle

	Durée du congé parental de la mère		
	Modèle à effets constants	Tobit	Poisson
Age (ref : 35 ans ou plus)			
Moins de 25 ans	-0,295*** (0,0786)	-3,565*** (0,797)	-0,0524*** (0,0125)
De 25 à 29 ans	-0,187** (0,0820)	-2,508*** (0,827)	-0,0355*** (0,0131)
De 30 à 34 ans	-0,0895 (0,0838)	-0,981 (0,881)	-0,0151 (0,0138)
Région de Montréal	0,184*** (0,0515)	2,139*** (0,458)	0,0322*** (0,00737)
Statut de salarié	0,0101 (0,127)	-0,425 (0,996)	-0,00240 (0,0166)
Célibataire	0,0564 (0,0512)	0,602 (0,467)	0,00859 (0,00750)
Mère seule à prendre un congé	1,008*** (0,0641)	9,425*** (0,448)	0,145*** (0,00733)
Année du congé (ref : 2017)			
2006	0,306** (0,139)	4,215*** (1,026)	0,0567*** (0,0171)
2007	0,405*** (0,137)	5,295*** (1,013)	0,0734*** (0,0169)
2008	0,410*** (0,136)	5,069*** (0,990)	0,0727*** (0,0166)
2009	0,371*** (0,137)	4,176*** (0,986)	0,0611*** (0,0165)
2010	0,251* (0,142)	2,936*** (0,979)	0,0425** (0,0166)
2011	0,304**	3,704***	0,0518***

30. A titre de comparaison, nous avons réalisé nos estimations sans l'inclusion de ces variables de contrôle. Nous avons ainsi pu observer, d'une part que les résultats restent stables avec ou sans l'inclusion des caractéristiques individuelles de la mère, ce qui renforce la validité de nos résultats, et d'autre part que l'ajout des variables de contrôle se traduisait comme prévu par une amélioration de la précision de nos estimations (augmentation du R^2 ajusté).

	Durée du congé parental de la mère		
	Modèle à effets constants	Tobit	Poisson
	(0,143)	(1,026)	(0,0172)
2012	0,329**	3,982***	0,0571***
	(0,144)	(1,024)	(0,0173)
2013	0,228	3,355***	0,0442**
	(0,152)	(1,065)	(0,0180)
2014	0,132	2,203**	0,0289
	(0,154)	(1,024)	(0,0176)
2015	0,153	2,232**	0,0297*
	(0,152)	(1,038)	(0,0176)
2016	0,193	2,408**	0,0333*
	(0,150)	(1,039)	(0,0174)
Constante	23,38***	37,63***	3,302***
	(0,191)	(1,451)	(0,0237)
σ^2		233,1***	
		(8,710)	
N	15211	15211	15211

Notes : Significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%, écarts types corrigés de l'hétéroscédasticité entre parenthèses. La durée des congés est exprimée en nombre de semaines. Les résultats correspondent aux estimations de l'équation de durée du congé prise par la mère, avec $P = 1$, $h = 100$, pour l'échantillon total.

Equation de durée : résultats en sous-échantillons

Le tableau 39 reporte les coefficients associés à chaque variable de contrôle qui a été inclus dans notre spécification concernant l'équation de durée, selon les trois types de modèles utilisés (modèle à effets constants, Tobit et Poisson), et sur chacun de nos trois sous-échantillons considérés (échantillons 1, 2 et 3).

TABLE 39 – Impact des variables de contrôle, estimations en sous-échantillons

	Durée du congé parental pris par la mère											
	Echantillon 1				Echantillon 2				Echantillon 3			
	Modèle à effets constants	Tobit	Poisson	Modèle à effets constants	Tobit	Poisson	Modèle à effets constants	Tobit	Poisson	Modèle à effets constants	Tobit	Poisson
Age (ref : 35 ans ou plus)												
Moins de 25 ans	-0,191* (0,102)	-1,927 (1,572)	-0,0311 (0,0206)	-0,311*** (0,0986)	-6,061*** (1,884)	-0,0760*** (0,0233)	-0,332 (0,216)	-3,076*** (1,142)	-0,0475** (0,0219)			
De 25 à 29 ans	-0,0893 (0,108)	-0,187 (1,715)	-0,00918 (0,0225)	-0,155 (0,0952)	-2,787 (1,962)	-0,0380 (0,0244)	-0,350 (0,222)	-3,333*** (1,163)	-0,0508** (0,0224)			
De 30 à 34 ans	0,00992 (0,114)	2,389 (1,962)	0,0201 (0,0257)	-0,0796 (0,0922)	-1,768 (2,077)	-0,0235 (0,0256)	-0,269 (0,226)	-2,250* (1,218)	-0,0357 (0,0232)			
Région de Montréal	0,204*** (0,0666)	3,935*** (1,011)	0,0484*** (0,0134)	0,246*** (0,0672)	4,333*** (1,134)	0,0562*** (0,0143)	0,154 (0,138)	0,843 (0,651)	0,0157 (0,0128)			
Statut de salarié	0,113 (0,201)	0,100 (2,295)	0,00970 (0,0321)	0,283 (0,202)	2,685 (2,222)	0,0442 (0,0308)	-0,322 (0,268)	-1,840 (1,345)	-0,0335 (0,0261)			
Année du congé (ref : 2017)												
2006	-0,140 (0,175)	2,397 (1,972)	0,0103 (0,0274)	0,243 (0,194)	4,713** (2,296)	0,0558* (0,0310)	1,086*** (0,373)	6,771*** (1,587)	0,119*** (0,0323)			
2007	0,0607 (0,164)	4,978** (2,105)	0,0468 (0,0285)	0,208 (0,204)	5,917** (2,358)	0,0622* (0,0323)	1,058*** (0,355)	6,487*** (1,466)	0,115*** (0,0300)			
2008	0,192 (0,150)	6,994*** (2,129)	0,0752*** (0,0281)	0,223 (0,202)	4,609** (2,297)	0,0530* (0,0315)	0,824** (0,368)	4,605*** (1,414)	0,0842 (0,0299)			
2009	0,168 (0,155)	5,716*** (2,130)	0,0615** (0,0283)	0,205 (0,200)	3,684 (2,265)	0,0446 (0,0308)	0,730** (0,364)	3,899*** (1,413)	0,0720** (0,0296)			
2010	0,00251 (0,169)	3,332 (2,064)	0,0286 (0,0280)	0,349* (0,195)	6,684*** (2,453)	0,0809** (0,0328)	0,575 (0,378)	2,329* (1,410)	0,0485 (0,0299)			
2011	-0,00900 (0,166)	2,579 (1,982)	0,0214 (0,0270)	0,134 (0,220)	4,083 (2,482)	0,0423 (0,0341)	0,843** (0,372)	4,762*** (1,493)	0,0863*** (0,0309)			
2012	0,0300 (0,173)	4,091* (2,133)	0,0363 (0,0291)	0,440** (0,194)	9,190*** (2,828)	0,110*** (0,0368)	0,692* (0,379)	2,878** (1,436)	0,0598** (0,0303)			

Durée du congé parental pris par la mère												
Echantillon 1				Echantillon 2				Echantillon 3				
	Modèle à effets constants	Tobit	Poisson	Modèle à effets constants	Tobit	Poisson	Modèle à effets constants	Tobit	Poisson	Modèle à effets constants	Tobit	Poisson
2013	-0,113 (0,192)	3,307 (2,223)	0,0191 (0,0308)	0,275 (0,220)	5,522** (2,685)	0,0637* (0,0367)	0,580 (0,389)	3,051** (1,511)	0,0637* (0,0367)	0,580 (0,389)	3,051** (1,511)	0,0567* (0,0316)
2014	-0,197 (0,209)	2,510 (2,176)	0,00739 (0,0310)	0,451** (0,197)	8,773*** (2,899)	0,108*** (0,0375)	0,390 (0,391)	1,260 (1,447)	0,108*** (0,0375)	0,390 (0,391)	1,260 (1,447)	0,0295 (0,0308)
2015	0,0612 (0,169)	3,641* (2,205)	0,0353 (0,0295)	0,138 (0,229)	2,727 (2,521)	0,0314 (0,0347)	0,137 (0,413)	1,058 (1,484)	0,0314 (0,0347)	0,137 (0,413)	1,058 (1,484)	0,0166 (0,0320)
2016	-0,118 (0,185)	1,226 (2,090)	0,00225 (0,0287)	0,282 (0,216)	4,242 (2,632)	0,0546 (0,0352)	0,639* (0,383)	3,440** (1,536)	0,0546 (0,0352)	0,639* (0,383)	3,440** (1,536)	0,0634** (0,0317)
Constante	24,57*** (0,266)	48,79*** (3,191)	3,447*** (0,0420)	24,17*** (0,297)	48,07*** (3,465)	3,411*** (0,0451)	23,27*** (0,431)	36,96*** (1,975)	3,411*** (0,0451)	23,27*** (0,431)	36,96*** (1,975)	3,308*** (0,0386)
σ^2		291,4*** (22,14)			304,5*** (27,64)			188,9*** (9,832)			188,9*** (9,832)	
N	5480	5480	5480	4581	4581	4581	4150	4150	4581	4150	4150	4150

Notes : Significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%, écarts types corrigés de l'hétéroscédasticité entre parenthèses. La durée des congés est exprimée en nombre de semaines. Les résultats correspondent aux estimations de l'équation de durée du congé prise par la mère, selon nos 3 sous-échantillons analysés, avec $p = 1$, $h = 100$.

Equation de recours du père au congé parental

Le tableau 40 reporte les coefficients associés à chaque variable de contrôle qui a été incluse dans notre spécification concernant l'équation de recours du père au congé parental, selon les deux types de modèles utilisés (modèle à effets constants et probit), et selon les deux sous-échantillons d'analyse considérés.

TABLE 40 – Impact des variables de contrôle sur le recours du père au congé parental

	Recours du père au congé parental (échantillons 2 et 3)		Recours du père au congé parental (échantillon 3)	
	Modèle à effets constants	Probit	Modèle à effets constants	Probit
	Age (ref : 35 ans ou plus)			
Moins de 25 ans	0,0450*** (0,00912)	0,309*** (0,0691)	0,0773*** (0,0196)	0,311*** (0,0838)
De 25 à 29 ans	0,0338*** (0,00919)	0,243*** (0,0712)	0,0615*** (0,0197)	0,252*** (0,0854)
De 30 à 34 ans	0,0354*** (0,00977)	0,255*** (0,0739)	0,0678*** (0,0208)	0,276*** (0,0884)
Région de Montréal	-0,00899 (0,00649)	-0,0513 (0,0399)	-0,00185 (0,0133)	-0,00278 (0,0490)
Statut de salarié	0,0247** (0,0125)	0,149* (0,0853)	0,0498** (0,0246)	0,191* (0,101)
Année du congé (ref : 2017)				
2006	-0,0758*** (0,0168)	-0,471*** (0,0986)	-0,140*** (0,0340)	-0,501*** (0,120)
2007	-0,0652*** (0,0168)	-0,379*** (0,0933)	-0,135*** (0,0327)	-0,477*** (0,112)
2008	-0,0523*** (0,0172)	-0,291*** (0,0911)	-0,109*** (0,0334)	-0,371*** (0,110)
2009	-0,0438** (0,0175)	-0,233** (0,0911)	-0,0916*** (0,0340)	-0,302*** (0,110)
2010	-0,0367** (0,0180)	-0,186** (0,0926)	-0,0689* (0,0354)	-0,217* (0,113)
2011	-0,0456** (0,0181)	-0,243** (0,0964)	-0,107*** (0,0344)	-0,362*** (0,115)
2012	-0,0124 (0,0193)	-0,0570 (0,0931)	-0,0398 (0,0365)	-0,122 (0,113)
2013	-0,0244 (0,0192)	-0,115 (0,0971)	-0,0595 (0,0367)	-0,184 (0,117)
2014	-0,00674 (0,0200)	-0,0248 (0,0960)	-0,0288 (0,0375)	-0,0836 (0,116)
2015	0,00172 (0,0205)	0,0115 (0,0958)	-0,00672 (0,0388)	-0,0182 (0,117)
2016	-0,0270	-0,132	-0,0734**	-0,235**

	Recours du père au congé parental (échantillons 2 et 3)		Recours du père au congé parental (échantillon 3)	
	Modèle à effets constants	Probit	Modèle à effets constants	Probit
	(0,0196)	(0,1000)	(0,0369)	(0,120)
Constante	0,0835*** (0,0199)	-1,457*** (0,123)	0,178*** (0,0398)	-0,996*** (0,148)
<i>N</i>	8731	8731	4150	4150

Notes : Significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%, écarts types corrigés de l'hétéroscédasticité entre parenthèses. Les résultats correspondent aux estimations de l'équation de recours du père au congé parental, selon les deux échantillons d'analyse considérés, avec $P = 1$, $h = 100$.

5.6.5 Test de permutation

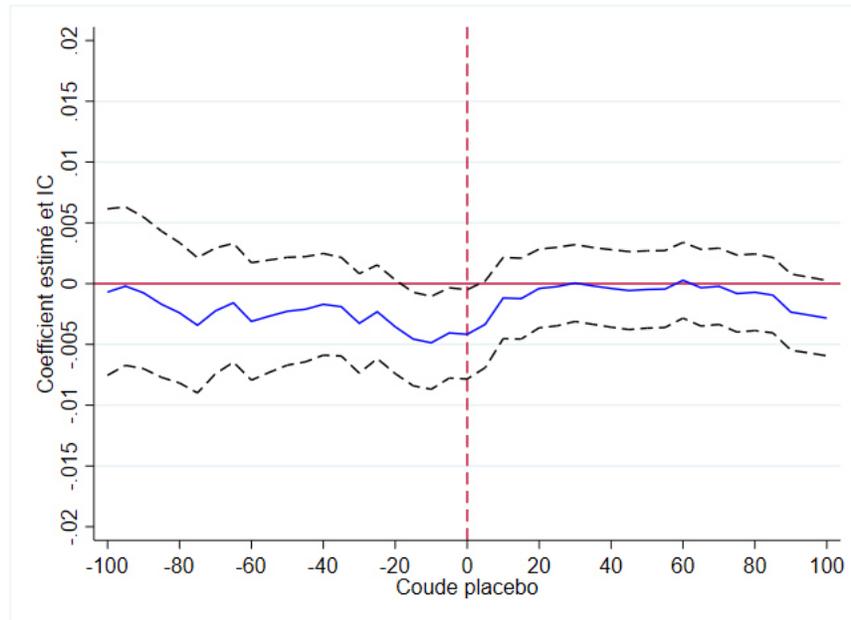
Pour vérifier la robustesse de nos résultats sur l'allongement de la durée du congé parental des mères, nous avons effectué, pour chaque modèle utilisé, un *test de permutation*, basé sur des régressions *placebo* et proposé par Ganong and Jäger (2018). Ce test consiste à estimer l'effet causal de notre variable de traitement (le montant des prestations) par la méthode du RKD mais en utilisant des coudes placebo, c'est-à-dire de *faux* coudes dans la variable d'affectation, et vérifier qu'autour de ces "faux" coudes on n'observe pas d'effet causal significatif. Dans le cas contraire, la robustesse de notre résultat pourrait être remise en cause car l'impact estimé pourrait n'être le signe que d'une corrélation "reflet" (*spurious correlation*) et non d'un véritable effet causal. Nous avons donc répliqué l'estimation des modèles relatifs à la durée du congé parental pris par la mère pour 100 régressions placebo autour du *vrai* seuil de discontinuité (tous les 5 dollars de RHM pour un intervalle de 100 dollars de chaque côté du coude, soit 40 régressions de part et d'autre du coude situé au point $k_{rhm} = 268\$$)³¹. L'ensemble de ces estimations ont été réalisées en utilisant la même spécification que les modèles du tableau 31 (avec un polynôme d'ordre 1, une taille de fenêtre de 100\$).

La figure 23 reporte les coefficients estimés des régressions placebo (ligne bleue) et les IC associés (lignes pointillées noires) qui correspondent au modèle à effets constants (équation (5.6)). Les valeurs des coefficients sont négatives puisqu'elles correspondent aux valeurs de $\hat{\beta}_1$ dans l'équation de durée (avec $\hat{\alpha} = \frac{\hat{\beta}_1}{-0.25}$).

On observe que seules les régressions placebo situées autour du vrai coude révèlent un coefficient significatif. L'effet tend à s'estomper à mesure qu'on s'éloigne du vrai seuil de dis-

31. Nous avons restreint l'intervalle de chaque côté du coude pour garantir une taille d'échantillon correcte pour chacune des régressions effectuées sachant qu'à mesure qu'on s'éloigne du seuil, on retrouve de moins en moins de mères, en particulier à gauche du coude).

FIGURE 23 – Coefficients estimés par régressions placebo (durée du congé)



continuité dans la variable d'affectation. Ce résultat vient ainsi confirmer que l'effet causal identifié n'était pas faussé par une corrélation trompeuse. Nous avons également effectué le même type d'analyse en utilisant un modèle Tobit censuré et un modèle de Poisson censuré. Avec ces spécifications alternatives, nous trouvons exactement la même conclusion.

5.6.6 Résultats pour l'échantillon des pères bénéficiaires de la majoration

A titre de comparaison, nous avons estimé l'effet de la générosité des prestations sur la durée de congé parental à 55% prise par les pères. De manière analogue à nos analyses portant sur le comportement de prise de congé des mères, nos estimations concernent le sous-échantillon des pères bénéficiaires de la majoration, dont le revenu familial net est inférieur à 20 921 \$, qui avaient demandé au moins une semaine de congé parental à 55%, et dont le RHM est situé autour du point $k_{rhm} = 268\$$. Le tableau 41 reporte l'effet causal estimé ($\hat{\alpha}$) par la méthode du RKD, en utilisant un modèle à effets constants³² ($P = 1$) et la taille de la fenêtre, h , fixée à 100 \$. Nous constatons que l'effet causal n'est ici pas significatif, ce qui signifie que l'effet incitatif de la générosité des prestations observé chez les mères ne semble a priori pas se confirmer pour l'échantillon des pères³³.

32. La proportion de pères prenant l'intégralité du congé parental était très faible, les spécifications alternatives (Tobit, Poisson censuré) ne sont pas pertinentes dans le cadre de l'analyse sur l'échantillon des pères.

33. La taille de notre échantillon de pères étant limitée, ces résultats sont à prendre avec précaution.

TABLE 41 – Effet de la générosité des prestations sur la durée du congé parental pris par les pères

	Durée du congé parental
Estimateur de l'effet causal ($\hat{\alpha}$)	0,005 (,057)
Taille de la fenêtre (h)	100
Degré du polynôme (P)	1
Nbre d'observations	1 044

Notes : Significativité : * : 10% ** : 5% *** : 1%, écarts types entre parenthèses.

Bibliographie

- Adema, W., Clarke, C. and Frey, V. (2015), ‘Paid parental leave : Lessons from oecd countries and selected u.s. states’, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers* **172**, 1–130.
- Almqvist, A.-L. and Duvander, A.-Z. (2014), ‘Changes in gender equality? swedish fathers’ parental leave, division of childcare and housework’, *Journal of Family Studies* **20**(1), 19–27.
- Ando, M. (2017), ‘How much should we trust regression-kink-design estimates?’, *Empirical Economics* **53**(3), 1287 – 1322.
- Asai, Y. (2015), ‘Parental leave reforms and the employment of new mothers : Quasi-experimental evidence from japan’, *Labour Economics* **36**, 72 – 83.
- Auman, K., Galinsky, E. and Matos, K. (2011), The new male mystique, Technical report, Families and Work Institute.
- Baird, M. and O’Brien, M. (2015), ‘Dynamics of parental leave in anglophone countries : the paradox of state expansion in liberal welfare regimes’, *Community, Work & Family* **18**(2), 198–217.
- Baker, M. and Milligan, K. (2008), ‘How does job-protected maternity leave affect mothers’ employment?’, *Journal of Labor Economics* **26**(4), 655–691.
- Baker, M. and Milligan, K. (2010), ‘Evidence from maternity leave expansions of the impact of maternal care on early child development’, *The Journal of Human Resources* **45**(1), 1–32.
- Baker, M. and Milligan, K. (2015), ‘Maternity leave and children’s cognitive and behavioral development’, *Journal of Population Economics* **28**(2), 373–391.
- Bana, S. H., Bedard, K. and Rossin-Slater, M. (2020), ‘The impacts of paid family leave benefits : Regression kink evidence from california administrative data’, *Journal of Policy Analysis and Management* **39**(4), 888–929.
- Bartel, A., Rossin-Slater, M., Ruhm, C., Stearns, J. and Waldfogel, J. (2018), ‘Paid family leave, fathers’ leave-taking, and leave-sharing in dual-earner households’, *Journal of Policy Analysis and Management* **37**(1), 10–37.

- Baum, C. L. and Ruhm, C. J. (2016), ‘The effects of paid family leave in california on labor market outcomes’, *Journal of Policy Analysis and Management* **35**(2), 333–356.
- Beauchemin, S. (2017), La naissance d’un régime : entre débats politiques et décisions juridiques, in S. Beauchemin, ed., ‘Retombées économiques et sociales du régime québécois d’assurance parentale : bilan de dix années d’existence’, Conseil de gestion de l’assurance parentale, pp. 14 –17.
- Bergemann, A. and Riphahn, R. (2015), ‘Maternal employment effects of paid parental leave’, *IZA Discussion Papers* **9073**, 1–74.
- Bianchi, S. M. (2011), ‘Family change and time allocation in american families’, *The Annals of the American Academy of Political and Social Science* **638**, 21–44.
- Brandth, B. and Gislason, I. (2012), Family policies and the best interest of children, in B. Eydal and I. Gislason, eds, ‘Parental leave, childcare and gender equality in the Nordic countries’, Nordic Council, Copenhagen, pp. 109–145.
- Britto, D. G. C. (2016), Unemployment Insurance and the Duration of Employment : Evidence from a Regression Kink Design, Working Papers wp1058, Dipartimento Scienze Economiche, Università di Bologna.
- Byker, T. (2016), ‘Paid parental leave laws in the united states : Does short-duration leave affect women’s labor-force attachment?’, *The American Economic Review* **106**(5), 242–246.
- Bünning, M. (2015), ‘What happens after the ‘daddy months’? fathers’ involvement in paid work, childcare, and housework after taking parental leave in germany’, *European Sociological Review* **31**(6), 738–748.
- Calonico, S., Cattaneo, M. D., Farrell, M. H. and Titiunik, R. (2019), ‘Regression discontinuity designs using covariates’, *The Review of Economics and Statistics* **101**(3), 442–451.
- Calonico, S., Cattaneo, M. D. and Titiunik, R. (2014), ‘Robust nonparametric confidence intervals for regression-discontinuity designs’, *Econometrica* **82**(6), 2295–2326.
- Canaan, S. (2019), ‘Parental leave, household specialization and children’s well-being’, *IZA Discussion Paper* **12420**, 1–60.
- Card, D., Johnston, A., Leung, P., Mas, A. and Pei, Z. (2015), ‘The effect of unemployment benefits on the duration of unemployment insurance receipt : New evidence from a regression kink design in missouri, 2003-2013’, *The American Economic Review* **105**(5), 126–130.
- Card, D., Lee, D. S., , Pei, Z. and Weber, A. (2012), Nonlinear Policy Rules and the Identification and Estimation of Causal Effects in a Generalized Regression Kink Design, Working Papers 60, Brandeis University, Department of Economics and International Business School.

- Card, D., Lee, D. S., Pei, Z. and Weber, A. (2016), ‘Regression kink design : Theory and practice’. Copyright - Copyright National Bureau of Economic Research, Inc. Oct 2016; Dernière mise à jour - 2016-10-31.
- Carneiro, P., Løken, K. and Salvanes, K. (2015), ‘A flying start? maternity leave benefits and long-run outcomes of children’, *Journal of Political Economy* **123**(2), 365–412.
- CGAP (2014), Sondage auprès de pères salariés ayant eu recours au régime québécois d’assurance parentale (rqap) à la suite d’une naissance, Technical report, Rapport du CGAP.
- CGAP (2020a), Coup d’œil sur le partage des prestations parentales au régime québécois d’assurance parentale, Technical report, Document de travail du Conseil de gestion de l’assurance parentale.
- CGAP (2020b), Coup d’œil sur les prestataires du régime québécois d’assurance parentale bénéficiant d’une majoration, Technical report, Document de travail du Conseil de gestion de l’assurance parentale.
- Chiang, H. D. and Sasaki, Y. (2019), ‘Causal inference by quantile regression kink designs’, *Journal of Econometrics* **210**(2), 405 – 433.
- Chiappori, P., Fortin, B. and Lacroix, G. (2002), ‘Marriage market, divorce legislation, and household labor supply’, *Journal of Political Economy* **110**(1), 37–72.
- Cools, S., Fiva, J. H. and Kirkebøen, L. J. (2015), ‘Causal effects of paternity leave on children and parents’, *The Scandinavian Journal of Economics* **117**(3), 801–828.
- Dahl, G., Løken, K., Mogstad, M. and Salvanes, K. V. (2016), ‘What is the case for paid maternity leave?’, *The Review of Economics and Statistics* **98**(4), 655–670.
- Doucet, A., Lero, D., McKay, L. and Tremblay, D.-G. (2019), Canada country note, in B. S. Koslowski A. and M. P., eds, ‘International Review of Leave Policies and Research 2019’.
- Ejrnæs, M. and Kunze, A. (2013), ‘Work and wage dynamics around childbirth’, *Scandinavian Journal of Economics* **115**(3), 856–877.
- Fan, J. and Gijbels, I. (1996), *Local Polynomial Modeling and Its Applications*, Chapman and Hall, London.
- Ganong, P. and Jäger, S. (2018), ‘A permutation test for the regression kink design’, *Journal of the American Statistical Association* **113**(522), 494–504.
- Giroux, M.-E. (2017), Le rôle des mouvements sociaux dans l’instauration du régime québécois d’assurance parentale, in S. Beauchemin, ed., ‘Retombées économiques et sociales du régime québécois d’assurance parentale : bilan de dix années d’existence’, Conseil de gestion de l’assurance parentale, pp. 10 –14.

- Gobbi, P. E., Parys, J. and Schwerhoff, G. (2018), ‘Intra-household allocation of parental leave’, *Canadian Journal of Economics* **51**(1), 236–274.
- Haeck, C., Lefebvre, P. and Merrigan, P. (2015), ‘Canadian evidence on ten years of universal preschool policies : The good and the bad’, *Labour Economics* **36**, 137 – 157.
- Han, W.-J., Ruhm, C. and Waldfogel, J. (2009), ‘Parental leave policies and parents’ employment and leave-taking’, *Journal of Policy Analysis and Management* **28**(1), 29–54.
- Havet, N., Plantier, M. and Lacroix, G. (2021), Évaluation des scénarios possibles relatifs à la mesure de majoration des prestations pour les familles à faible revenu du régime québécois d’assurance parentale, Technical report, Rapport préparé pour le Conseil de gestion de l’assurance parentale (à paraître).
- Hosking, A., Whitehouse, G. and Baxter, J. (2010), ‘Duration of leave and resident fathers’ involvement in infant care in australia’, *Journal of Marriage and Family* **72**(5), 1301–1316.
- Imbens, G. and Kalyanaraman, K. (2012), ‘Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator’, *The Review of Economic Studies* **79**(3), 933–959.
- Imbens, G. W. and Lemieux, T. (2008), ‘Regression discontinuity designs : A guide to practice’, *Journal of Econometrics* **142**(2), 615 – 635.
- Joseph, O., Pailhé, A., Recotillet, I. and Solaz, A. (2013), ‘The economic impact of taking short parental leave : Evaluation of a french reform’, *Labour Economics* **25**, 63–75.
- Klerman, J. A. and Leibowitz, A. (1994), ‘The work-employment distinction among new mothers’, *The Journal of Human Resources* **29**(2), 277–303.
- Kluge, J. and Tamm, M. (2013), ‘Parental leave regulations, mothers’ labor force attachment and fathers’ childcare involvement : Evidence from a natural experiment’, *Journal of Population Economics* **26**, 983–1005.
- Kolsrud, J., Landais, C., Nilsson, P. and Spinnewijn, J. (2018), ‘The optimal timing of unemployment benefits : Theory and evidence from sweden’, *American Economic Review* **108**(4-5), 985–1033.
- Koslowski, A., Blum, S., Dobrotić, I., Macht, A. and Moss, P. (2019), International review of leave policies and research 2019, Technical report, International network on leave policies and research.
- Kotsadam, A. and Finseraas, H. (2011), ‘The state intervenes in the battle of the sexes : Causal effects of paternity leave’, *Social Science Research* **40**(6), 1611–1622.
- Kyyrä, T. and Pesola, H. (2017), ‘The effects of ui benefits on unemployment and subsequent outcomes : Evidence from a kinked benefit rule’, *IZA Discussion Paper* **10484**, 1–31.

- Lacroix, G. (2019), ‘Social policy and income mobility : An interprovincial perspective’, *Canadian Public Policy* **45**(2), 105–128.
- Lacroix, G., Clavet, N.-J. and Corneau-Tremblay, N. (2017a), Le comportement des prestataires du rqap, *in* ‘Retombées économiques et sociales du régime québécois d’assurance parentale : bilan de dix années d’existence’, Conseil de gestion de l’assurance parentale, pp. 46 – 54.
- Lacroix, G., Clavet, N.-J. and Corneau-Tremblay, N. (2017b), Les effets du rqap sur la fécondité, la situation économique des parents et les congés parentaux, *in* ‘Retombées économiques et sociales du régime québécois d’assurance parentale : bilan de dix années d’existence’, Conseil de gestion de l’assurance parentale, pp. 40 – 46.
- Lalive, R., Schlosser, A., Steinhauer, A. and Zweimüller, J. (2014), ‘Parental leave and mothers’ careers : The relative importance of job protection and cash benefits’, *Review of Economic Studies* **81**(1), 219–265.
- Lalive, R. and Zweimüller, J. (2009), ‘How does parental leave affect fertility and return to work? evidence from two natural experiments’, *The Quarterly Journal of Economics* **124**(3), 1363–1402.
- Landais, C. (2015), ‘Assessing the welfare effects of unemployment benefits using the regression kink design’, *American Economic Journal : Economic Policy* **7**(4), 243–78.
- Lee, D. S. and Lemieux, T. (2010), ‘Regression discontinuity designs in economics’, *Journal of Economic Literature* **48**(2), 281–355.
- Lequien, L. (2012), ‘The impact of parental leave duration on later wages’, *Annals of Economics and Statistics* **107/108**, 267–285.
- McCrary, J. (2008), ‘Manipulation of the running variable in the regression discontinuity design : A density test’, *Journal of Econometrics* **142**(2), 698 – 714. The regression discontinuity design : Theory and applications.
- McKay, L. and Doucet, A. (2010), ‘Without taking away her leave’ : a canadian case study of couples’ decisions on fathers’ use of paid parental leave’, *Fathering* **8**(3).
- Menezes-Filho, N. and Politi, R. (2020), ‘Estimating the causal effects of private health insurance in brazil : Evidence from a regression kink design’, *Social Science & Medicine* **264**, 113258.
- Moss, P. (2013), ‘Politiques de congés pour les enfants en europe : la place des pères’, *Informations Sociales* **176**, 114–122.

- Moss, P. and Wall, K. (2007), International review of leave policies and related research 2007, Technical report, Employment Relations Research Series.
- Narcy, M. and Sari, F. (2018), ‘Effet d’une réduction de la durée d’indemnisation du congé parental sur l’activité des mères : une évaluation de la réforme de 2015’, *Document de travail du Ceet* **197**.
- Nielsen, H. S., Sørensen, T. and Taber, C. (2010), ‘Estimating the effect of student aid on college enrollment : Evidence from a government grant policy reform’, *American Economic Journal : Economic Policy* **2**(2), 185–215.
- Nokali, N. E. E., Bachman, H. J. and Votruba-Drzal, E. (2010), ‘Parent involvement and children’s academic and social development in elementary school’, *Child Development* **81**(3), 988–1005.
- OECD (2017), Trends in parental leave policies since 1970, Technical report, Social Policy Division, Directorate of Employment, Labour and Social Affairs.
- Olivetti, C. and Petrongolo, B. (2017), ‘The economic consequences of family policies : Lessons from a century of legislation in high-income countries’, *The Journal of Economic Perspectives* **31**(1), 205–230.
- Pailhé, A., Solaz, A. and Tô, M. (2018), ‘Can daddies learn how to change nappies ? evidence from a short paternity leave policy’, *Document du travail de l’INED* **240**, 1–92.
- Patnaik, A. (2019), ‘Reserving time for daddy : The consequences of fathers’ quotas’, *Journal of Labor Economics* **37**(4), 1009–1059.
- Rehel, E. and Baxter, E. (2015), Men, fathers and work-family balance, Technical report, Center for American Progress.
- Rossin-Slater, M. (2018), Maternity and family leave policy, in S. Averett, L. Argys and S. Hoffman, eds, ‘The Oxford Handbook of Women and the Economy’, Oxford University Press.
- Rossin-Slater, M., Ruhm, C. J. and Waldfogel, J. (2013), ‘The effects of california’s paid family leave program on mothers’ leave-taking and subsequent labor market outcomes’, *Journal of Policy Analysis and Management* **32**(2), 224–245.
- Ruhm, C. J. (1998), ‘The economic consequences of parental leave mandates : Lessons from europe’, *The Quarterly Journal of Economics* **113**(1), 285–317.
- Schönberg, U. and Ludsteck, J. (2014), ‘Expansions in maternity leave coverage and mothers’ labor market outcomes after childbirth’, *Journal of Labor Economics* **32**(3), 469–505.

- Simonsen, M., Skipper, L. and Skipper, N. (2016), ‘Price sensitivity of demand for prescription drugs : Exploiting a regression kink design’, *Journal of Applied Econometrics* **31**(2), 320–337.
- Thévenon, O. and Solaz, A. (2013), ‘Labour market effects of parental leave policies in oecd countries’, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers* **141**, 1–67.
- Vallières, A. (2016), Impacts sociaux du régime québécois d’assurance parentale et d’autres régimes comparables, Technical report, Conseil de gestion de l’assurance parentale.

Conclusion Générale

En matière de risque individuel, spécialement concernant la santé, la seule dimension collective qui est mise en avant tient pour l'essentiel à la question de la mutualisation. Pour autant, les risques individuels revêtent bien plus souvent une dimension sociale, dans le sens où la gestion des risques individuels admet forcément des conséquences collectives. La dualité assurance prévention est, par exemple, très souvent mise en avant, en négligeant cependant les caractéristiques de bien public de la prévention. Au-delà du caractère substituable ou complémentaire dans l'arbitrage entre assurance et prévention, les incitations à s'assurer ne sont pas du tout de même nature que celles qui pourraient soutenir la prévention en raison même du caractère non exclusif de celle-ci. Ces éléments ont en commun de mettre en évidence la nécessité d'intégrer une analyse économique des comportements à la [Kahneman and Tversky \(1979\)](#) dans l'analyse de la protection sociale, telle que proposée dans ce travail doctoral.

Contributions et implications

Ce travail doctoral d'économie appliquée, qui s'intéresse à la question de la gestion des risques, en particulier dans les champs de la santé et du capital humain, s'inscrit à la fois dans une perspective d'économie de l'assurance, d'économie des comportements et d'économie publique. De façon générale, les cinq études menées viennent compléter les travaux de la littérature existante relevant des différentes thématiques étudiées que sont la santé, la prévention, les arrêts maladie et les congés parentaux. Pris dans leur ensemble, les résultats de ce travail doctoral permettent de dégager des enseignements plus généraux, en lien avec la nécessité d'intégrer davantage les comportements individuels et sociaux. L'approche empirique retenue dans ce travail de thèse, basée sur l'observation des comportements individuels réels, montre combien ce type de démarche peut s'avérer éclairant et révélateur de comportements non anticipés, qui pourtant conditionnent l'efficacité d'un grand nombre de politiques mises en œuvre.

Un premier élément notoire concerne l'appréhension de la place de l'outil assurantiel en tant qu'instrument de gestion des risques, notamment sociaux. Qu'il s'agisse des choix individuels d'assurance ou de l'impact de l'assurance sur les comportements des assurés, les résultats de

ces travaux questionnent la validité empirique des prédictions théoriques économiques s'y rapportant. Alors que l'analyse économique théorique des marchés d'assurance est très largement dominée par les concepts d'anti-sélection et d'aléa moral, à l'origine d'ailleurs d'un certain nombre de dispositions en matière de régulation, les différents résultats obtenus montrent que les conséquences prédites de ces problèmes d'asymétrie d'information sont très loin d'être aussi univoques dans les faits. Dans le contexte de la santé, le chapitre 1 montre, par exemple, que, contrairement à ce que prédisent les modèles d'asymétrie d'information, les comportements observés ne peuvent être réduits aux seules notions d'anti-sélection et d'aléa moral concernant l'analyse de la relation entre le niveau de couverture complémentaire et le niveau de dépenses de soins des assurés français. Les résultats du chapitre 4 viennent par ailleurs renforcer ce point, en mettant en évidence que la relation entre les conditions d'indemnisation et le recours aux arrêts maladie n'est pas aussi simple que celle prédite par la théorie économique et, en particulier, s'agissant de l'existence d'un effet d'aléa moral. Enfin, les résultats expérimentaux des chapitres 2 et 3, contribuent également à cette remise en cause en révélant des choix d'assurance et de prévention biaisés, non pas en raison de l'asymétrie d'information, mais en raison de biais comportementaux.

Un autre élément saillant concerne l'existence d'une hétérogénéité des effets observés des dispositifs, d'un individu à l'autre. Le chapitre 5 révèle, par exemple, que l'effet causal de la générosité des prestations parentales varie selon la situation familiale des parents. En particulier, ce travail montre que l'arbitrage des mères concernant la durée du congé qu'elles demandent n'est pas le même selon la présence ou non du père dans le ménage. Ce type de résultat pourrait ainsi avoir des implications concrètes en termes de politiques publiques, notamment dans une perspective réformatrice de la politique familiale. De même, le chapitre 1 a permis de mettre en avant l'existence de deux profils d'assurés, caractérisés par des comportements en termes d'assurance et de consommation de soins différents, selon leur niveau d'aversion au risque. A nouveau, ce résultat souligne le fait que les effets attendus d'un dispositif sont susceptibles de varier en fonction des caractéristiques individuelles des bénéficiaires, y compris des caractéristiques relevant d'aspects comportementaux, rarement directement observables. Ces différents résultats alimentent ainsi les réflexions autour de la question d'un meilleur ciblage des dispositifs à mettre en œuvre, qui tiendraient compte de l'hétérogénéité des effets attendus selon les caractéristiques individuelles des bénéficiaires.

Un des autres faits notoires de ce travail doctoral, en lien avec le précédent, concerne l'importance de la dimension comportementale. Outre les résultats du chapitre 1 qui ont souligné le rôle important de l'aversion au risque sur les comportements individuels dans le contexte de santé, les chapitres 2 et 3, mettent en évidence des réactions comportementales imputables à plusieurs biais comportementaux identifiés dans la littérature économique comportementale. Ainsi, la prégnance des notions de biais hypothétique, d'incohérence dynamique des choix

ou encore de valeur du choix, dans le cadre de ces travaux, n'est pas neutre et mérite une attention particulière, notamment en termes de conception de dispositifs incitatifs.

Enfin, un autre élément récurrent qui ressort de ces différents travaux concerne le rôle de la prévention en matière de gestion des risques et, surtout, la manière de l'appréhender. Les chapitres 2 et 3, qui traitent spécifiquement de la question de l'arbitrage individuel entre assurance et prévention contribuent tout d'abord à alimenter ces réflexions. De façon générale, les résultats obtenus tendent à montrer qu'étudier la question de l'arbitrage entre assurance et prévention en fonction des seules notions de substituable et de complémentarité [Ehrlich and Becker (1972)], semble trop réducteur compte-tenu des effets réellement observés qui s'avèrent bien plus complexes. Toujours en matière de prévention et de façon plus concrète et appliquée, le chapitre 4 souligne le rôle majeur de la prévention dans le domaine de la santé des travailleurs. Il montre en particulier la nécessité de privilégier une démarche préventive pour lutter contre les expositions aux contraintes de travail pénibles des salariés, en particulier les risques psychosociaux, par rapport à une approche purement compensatoire (assurance).

Limites et perspectives

Les travaux de recherche développés dans le cadre de ce travail doctoral se heurtent à plusieurs limites qu'il convient de décrire. Certaines pistes de recherche, à la fois pour tenter de dépasser ces limites, mais aussi dans une perspective de recherches futures plus globale, sont par ailleurs proposées.

Les résultats de ces travaux de recherche, en particulier dans le cadre des trois premiers chapitres, ont montré l'importance d'étudier le rôle de l'assurance sur les comportements individuels et sociaux qui en découlent, notamment dans une perspective d'amélioration des mesures de gestion des risques sociaux. Dans le chapitre 1, nous avons évalué l'effet du niveau de garanties des contrats d'assurance de complémentaire santé en utilisant le montant de la prime comme indicateur du niveau de couverture. Toutefois, pour être pleinement convaincante, l'analyse devrait idéalement porter sur le niveau de couverture réel des contrats. Une des pistes qu'il serait intéressant de poursuivre concerne l'amélioration de la caractérisation des niveaux de couverture d'assurance, notamment dans le contexte de la santé. Si le cas idéal réside dans le fait de disposer de données d'assureurs précises concernant les taux de garanties des contrats de complémentaire, l'inconvénient majeur de ce type de données est qu'elles contiennent très peu d'informations individuelles, sur les caractéristiques sociodémographiques, variables d'état de santé, etc. Ainsi, une piste potentielle pourrait être l'exploitation d'autres données d'enquête, qui répondraient à cette limite mais qui contiendraient également plus d'informations sur les niveaux de couvertures des contrats de complémen-

taires. Bien que sujette à d'autres compromis, l'enquête *Protection sociale complémentaire d'entreprise (PSCE)*, dont la dernière édition date de 2017, pourrait être une option pertinente³⁴. Même si elle ne concerne que la question de la complémentaire santé d'entreprise, qui impliquerait donc une restriction du champ d'analyse, elle présente d'autres avantages et notamment concernant la description précise de l'offre de protection sociale offertes par les entreprises aux salariés. Elle pourrait d'ailleurs être un moyen de faire le lien entre les travaux des chapitres 1 et 4 puisque cette base de données inclut également des informations concernant la prise en charge des arrêts de travail durant les trois premiers jours d'absence.

Par ailleurs, l'une des autres extensions du travail concernant l'étude des déterminants des arrêts maladie et du rôle joué par les conditions de travail (chapitre 4), pourrait justement être d'intégrer la notion de couverture sociale. Alors que la couverture sociale des salariés représente une protection puisqu'elle conditionne l'accès aux soins et joue donc sur l'état de santé, il pourrait être intéressant d'effectuer des analyses comparables à celles menées dans le cadre du chapitre 4 en intégrant cette dimension de protection sociale à notre thématique : est-ce que les profils de salariés les plus exposés sont les plus concernés par la mise en place de mesures de protections sociales au sein de leur entreprise ? Ou, en d'autres termes, est-ce que l'accès aux soins est facilité par des mesures de protections sociales plus complètes pour les salariés les plus exposés aux facteurs de pénibilité ? Ce type d'étude pourrait notamment être envisagé à partir des données de l'enquête SPS utilisée dans le chapitre 1, qui contiennent, en plus des informations sur les contrats de complémentaire, un module destiné à l'exposition des salariés aux contraintes de pénibilité.

Ces différentes pistes de recherche centrées autour de la question de la couverture santé et, en particulier, des salariés, sont d'autant plus intéressantes dans le contexte de promulgation de l'Accord national interprofessionnel (ANI) en janvier 2016, qui porte sur l'obligation, pour les entreprises privées, de proposer un contrat de couverture complémentaire à ses salariés ainsi que de développer des mesures de prévention leur étant destinées. Au-delà de la question de l'évaluation de la réforme, notamment en ayant recours à des méthodes d'analyses causales qui exploiteraient le choc exogène causé par l'application de l'ANI comme source d'identification, d'autres réflexions pourraient être menées et, en particulier, sur les modalités de l'offre *assurance complémentaire et prévention* proposées par les entreprises, en lien avec les résultats expérimentaux des chapitres 2 et 3. La question de la liberté du choix du contrat d'assurance sur l'effort de prévention et, à l'inverse, celle de l'option de prévention sur les contrats d'assurance, représentent en effet des questionnements qui pourraient être au cœur des réflexions menées concernant le design de l'offre à proposer aux salariés.

34. Il est prévu un appariement de ces données avec les données de consommation de soins (base SNDS) qui n'est, à ce jour, pas encore réalisé.

Concernant l'analyse des comportements individuels en matière de congés parentaux menée dans le chapitre 5, l'une des limites de cette étude concerne la présence d'une troncature dans les données utilisées. Cette troncature se traduit par l'exclusion des parents non prestataires du régime d'assurance parentale, c'est-à-dire les parents qui n'ont pris aucune semaine de congé parental, soit parce qu'ils n'y avaient pas droit (non éligibilité au régime), soit en raison de comportements de renoncement. Cette caractéristique conduit notamment à une limite principale qui est de rendre inobservables les cas où les parents renonceraient totalement à prendre un congé, et pas seulement à l'écourter. Ce point est d'autant plus regrettable que cette population correspond précisément à celle ciblée par une mesure d'aide financière telle que la mesure de majoration étudiée. Une piste pour tenter de pallier ce problème consisterait en l'exploitation d'un autre type de données qui contiendrait à la fois des informations concernant les nouveaux parents prestataires et non prestataires du régime. C'est par exemple le cas des données de l'*Enquête sur la Couverture de l'Assurance-Emploi (ECAE)*, notamment utilisées par [Patnaik \(2019\)](#) pour étudier les comportements de prise de congés des pères suite à l'instauration du congé paternité, qui pourraient ainsi être mobilisées. Toutefois, ces données d'enquête ne contiennent pas le même niveau d'information concernant les variables de revenus, il s'agirait donc de trouver d'autres méthodes d'évaluation d'impact que l'approche du *Regression Kink Design (RKD)*.

Plus généralement, ces travaux ouvrent la voie à des recherches futures concernant la question du recours des parents aux congés à la suite d'une naissance. La mise en œuvre du même type d'approche (RKD) pourrait, par exemple, être envisagée pour analyser les comportements des parents situés à l'autre extrémité de la distribution de revenus, c'est-à-dire les ménages les plus riches. L'idée serait d'effectuer le même travail que celui de [Bana et al. \(2020\)](#) sur données californiennes, dans le contexte du Québec, en exploitant le plafonnement du montant des prestations comme seuil de discontinuité. Enfin, une autre piste de recherche future, qui tient notamment à la récente actualité française, pourrait être la mise en œuvre d'une évaluation d'impact de l'allongement du congé paternité qui vient d'être adopté en France, qui serait d'autant plus intéressante que très peu d'études concernant la question des congés parentaux ont été réalisées dans le contexte français.

Enfin, si plusieurs méthodes appliquées ont été mobilisées dans le cadre de ce travail doctoral, beaucoup d'autres restent à explorer et dont les apports à l'analyse économique des comportements pourraient être nombreux. Par exemple, les méthodes d'intelligence artificielle et d'apprentissage automatique sont de plus en plus utilisées par les économistes comme en attestent les différents travaux de Athey et al. [[Athey and Imbens \(2016\)](#); [Athey et al. \(2019\)](#); [Athey and Imbens \(2019\)](#)] et notamment lorsque les problèmes de politiques publiques peuvent être ramenés à un problème de prédiction (voir [Kleinberg et al. \(2015\)](#) pour une discussion à ce sujet, ou encore les travaux de [Mullainathan and Spiess \(2017\)](#)). L'exploitation de ce

type de méthode, notamment dans le cadre d'une démarche comparative avec les méthodes économétriques utilisées dans ces travaux pourraient être une piste de recherche intéressante. Par ailleurs, davantage en lien avec les travaux expérimentaux menés dans les chapitres 2 et 3, une piste de recherche supplémentaire concernerait la mise en œuvre d'une expérimentation de terrain (*field experiment*). Sortir du laboratoire pour aller sur le terrain, comme invitaient déjà à le faire [Harrison and List \(2004\)](#), pourrait en effet s'avérer extrêmement intéressant, notamment dans le but d'évaluer les effets de programmes de prévention mis en œuvre auxquels serait adossée une évaluation d'impact propice à des méthodes d'analyses causales (méthode de différence-de-différence, méthode d'appariement, etc.).

Enfin, améliorer les dispositifs de protection sociale ne peut se résumer à la poursuite d'un objectif de réduction des coûts, il faut que les dispositifs soient pensés en termes d'efficacité. Ce travail n'est possible qu'à partir d'évaluations de ces dispositifs, qui ont pour objectif de limiter le seul recours à l'intuition et au sens commun du décideur public.

Bibliographie

- Athey, S. and Imbens, G. (2016), ‘Recursive partitioning for heterogeneous causal effects’, *PNAS* **113**(27), 7353–7360.
- Athey, S. and Imbens, G. (2019), ‘Machine learning methods that economists should know about’, *Annual Review of Economics* **11**, 685–725.
- Athey, S., Tibshirani, J. and Wager, S. (2019), ‘Generalized random forests’, *The Annals of Statistics* **47**(2), 1148–1178.
- Bana, S. H., Bedard, K. and Rossin-Slater, M. (2020), ‘The impacts of paid family leave benefits : Regression kink evidence from california administrative data’, *Journal of Policy Analysis and Management* **39**(4), 888–929.
- Ehrlich, I. and Becker, G. (1972), ‘Market insurance, self-insurance, and self-protection’, *Journal of Political Economy* **80**(4), 623–48.
- Harrison, G. W. and List, J. A. (2004), ‘Field experiments’, *Journal of Economic Literature* **42**(4), 1009–1055.
- Kahneman, D. and Tversky, A. (1979), ‘Prospect theory : An analysis of decision under risk’, *Econometrica* **47**(2), 263–92.
- Kleinberg, J., Ludwig, J., Mullainathan, S. and Obermeyer, Z. (2015), ‘Prediction policy problems’, *American Economic Review* **105**(5), 491–95.
- Mullainathan, S. and Spiess, J. (2017), ‘Machine learning : An applied econometric approach’, *Journal of Economic Perspectives* **31**(2), 87–106.
- Patnaik, A. (2019), ‘Reserving time for daddy : The consequences of fathers’ quotas’, *Journal of Labor Economics* **37**(4), 1009–1059.

Liste des figures

1	Constitution de l'échantillon final	53
2	Choix d'assurance (α) en fonction du traitement	83
3	Niveau d'effort de prévention (e)	88
4	Niveau d'effort de prévention e en fonction du traitement	89
5	Niveau d'effort de prévention e en fonction du niveau de couverture et du traitement	90
6	Niveau d'effort de prévention e en fonction du taux de couverture (traitements <i>Assurance + Prévention</i> et <i>Prévention</i> confondus)	106
7	Niveau d'effort de prévention (e)	124
8	Niveau d'effort de prévention (e) en fonction du taux de couverture du contrat	126
9	Niveau d'effort de prévention (e) en fonction du traitement	127
10	Niveau d'effort de prévention (e) en fonction du taux de couverture du contrat et du traitement	128
11	Les trois niveaux de prise en charge des arrêts maladie des salariés du secteur privé	164
12	Exemples de prise en charge des arrêts maladie	196
13	Montant des majorations et des prestations totales effectivement perçues, dans le cadre du congé parental à 55%, par les bénéficiaires éligibles à la majoration et avec un $RFN_j \leq 20\,921\$$, sur la période 2006-2017	219
14	Nombre d'observations par intervalle de RHM normalisé par rapport au coude	233
15	Distribution des indices de covariables par intervalle de RHM, autour du coude ($k_{rhm} = 268\$$)	234
16	Analyses graphiques de l'effet d'une augmentation du montant des prestations sur la durée du congé parental (indemnisé à 55%)	236
17	Analyses graphiques de l'effet d'une augmentation du montant des prestations sur la durée du congé parental indemnisé à 55% selon la situation familiale de la mère	239
18	Analyses graphiques de l'effet du montant des prestations perçues par la mère sur le recours du père au congé parental	242
19	Montant des prestations totales effectivement perçues, dans le cadre du congé parental à 70%, par les bénéficiaires éligibles à la majoration et avec un $RFN_j \leq 20\,921\$$, sur la période 2006-2017	249
20	Analyses graphiques des covariables en fonction du RHM au niveau du coude	250

21	Sensibilité des résultats concernant la durée du congé de la mère en fonction de la taille de la fenêtre d'analyse selon nos sous-échantillons et en fonction du modèle utilisé (avec $P = 1$)	254
22	Sensibilité des résultats concernant le recours du père au congé parental en fonction de la taille de la fenêtre d'analyse selon nos sous-échantillons et en fonction du modèle utilisé (avec $P = 1$)	255
23	Coefficients estimés par régressions placebo (durée du congé)	262

Liste des tableaux

1	Description de l'échantillon	35
2	Impact du niveau d'assurance sur les dépenses de soins ambulatoires (spécification 1)	44
3	Impact du niveau d'aversion au risque et de prévoyance sur les dépenses de soins	48
4	Détail des postes de dépenses	52
5	Déterminants individuels des dépenses de soins (modèle Tobit simple)	53
6	Résultats de l'équation d'assurance dans le cadre du modèle à équations simultanées (spécification 2)	56
7	Déterminants des dépenses de soins en fonction du niveau d'aversion au risque	59
8	Valeurs des paramètres considérés	77
9	Description des options disponibles dans chacun des trois traitements	79
10	Choix d'assurance en fonction des différentes caractéristiques observées	82
11	Analyses multivariées du choix d'assurance	85
12	Analyses multivariées des déterminants du niveau d'effort de prévention e	91
13	Description des 12 scénarios	105
14	Mesure du degré d'aversion au risque	106
15	Analyse du niveau moyen d'effort de prévention e selon les différentes caractéristiques observées	125
16	Analyses multivariées des déterminants du niveau d'effort de prévention e	130
17	Description des paramètres retenus dans la procédure de choix d'assurance et de prévention	144
18	Mesure du degré d'aversion au risque	144
19	Statistiques descriptives	167
20	Différences dans le recours aux arrêts maladie selon l'exposition ou non aux facteurs de pénibilité	169
21	Log-vraisemblances et critères AIC des différentes spécifications alternatives des modèles de régression bivariée ordonnée généralisée	176
22	Paramètres estimés des distributions des termes d'erreur pour les modèles de régression bivariée ordonnée généralisée retenus	177
23	Résultats : Coefficients estimés des caractéristiques observables dans les modèles de régression bivariée ordonnée généralisée retenus	181
25	Effets marginaux des variables de profils d'indemnisation et de risques professionnels	190
27	Regroupement des profils d'indemnisation	197
28	Les différentes configurations familiales analysées	223

29	Caractéristiques du congé	225
30	Caractéristiques individuelles	227
31	Effet d'une augmentation du montant des prestations perçues par les mères sur la durée de leur congé parental	236
32	Effet sur la durée du congé pris par les mères selon la situation familiale	239
33	Effets sur le recours du père au congé parental	244
34	Barème pour la majoration	248
35	Sensibilité des résultats aux choix de P et h (modèle à effets constants)	252
36	Sensibilité des résultats aux choix de P et h (modèle Tobit avec censure à droite)	252
37	Sensibilité des résultats aux choix de P et h (modèle de Poisson censuré à droite)	252
38	Impact des variables de contrôle	256
39	Impact des variables de contrôle, estimations en sous-échantillons	258
40	Impact des variables de contrôle sur le recours du père au congé parental	260
41	Effet de la générosité des prestations sur la durée du congé parental pris par les pères	263