

L'influence des conditions de travail sur les dépenses de santé

Thierry Debrand (Irdes)

DT n° 41

Mars 2011

Reproduction sur d'autres sites interdite mais lien vers le document accepté :
<http://www.irdes.fr/EspaceRecherche/DocumentsDeTravail/DT41InfluenceConditionsTravailDepensesSante.pdf>



INSTITUT DE RECHERCHE ET DOCUMENTATION EN ÉCONOMIE DE LA SANTÉ

10, rue Vauvenargues 75018 Paris

www.irdes.fr • Tél: 01 53 93 43 02 • Fax: 01 53 93 43 07 • E-mail: publications@irdes.fr

- Directeur de publication : Yann Bourgueil
- Conseiller scientifique: Thierry Debrand
- Secrétariat de rédaction : Franck-Séverin Clérembault - Anne Evans
- Maquettiste : Khadidja Ben Larbi
- Diffusion: Suzanne Chriqui, Sandrine Bequignon

Les jugements et opinions qui pourraient être exprimés dans ce document de travail n'engagent que leurs auteurs et non l'Irdes.

L'influence des conditions de travail sur les dépenses de santé¹

Thierry Debrand^a

Résumé

L'objectif de cette étude est d'estimer l'impact de certaines conditions de travail sur des indicateurs de dépenses de santé et de mesurer l'effet agrégé sur les dépenses de santé de la collectivité. Notre analyse empirique repose sur un échantillon de salariés âgés de 18 à 65 ans ; ces données sont issues de l'enquête Santé 2002-2003. Nous utilisons trois indicateurs des dépenses de santé : le nombre de recours aux médecins généralistes ou spécialistes au cours des douze derniers mois, la prise d'arrêts de travail sur une période de deux mois consécutifs, le recours à l'hôpital au cours des douze derniers mois. Nous estimons nos effets à l'aide de deux méthodes différentes : une méthode « naïve » et une méthode par appariement.

Nos résultats confirment que les conditions de travail semblent bien être à l'origine d'un accroissement des dépenses de santé. Les trois formes de pénibilités retenues (pénibilité physique actuelle, pénibilité physique passée et risques psychosociaux) induisent des modifications dans la consommation ambulatoire, dans la prise d'arrêts de travail et dans les hospitalisations. De plus, nous mettons aussi en évidence un effet supplémentaire du cumul des risques professionnels sur les dépenses de santé. Ainsi selon la méthode d'estimation retenue, les individus soumis au cumul des trois risques étudiés ont entre 22,4 % et 25,1% de consultations en plus relativement aux salariés sans exposition, entre 46,3 % et 56,1% d'arrêts de travail en plus et entre 27,2 % et 35,9 % d'hospitalisation en plus.

Mots-clés : Dépenses de santé, Conditions de travail, Evaluation.

Codes JEL : I12 – I19 –J21 – R19.

a Auteur référent : Thierry Debrand Irdes 10 rue Vauvenargues 75018 Paris – 01 53 93 43 28.

1 Cette étude a été financée dans le cadre de l'appel à projets de recherche Drees-Mire « Analyses secondaires de l'enquête décennale de l'Insee sur la santé et les soins médicaux » (Convention 07/949). L'auteur remercie les participants à la 7th European Conference on Health Economics et aux 26e journées de microéconomie appliquée et, en particulier, Sophie Béjean, Chantal Cases, Thomas Coutrot, Laurent Davezies, Pascale Lengagne et Hélène Sultan-Taïeb pour leurs commentaires et suggestions. L'auteur reste responsable des erreurs et omissions éventuelles.

Abstract

The Impact of Difficult Working Conditions on Health Expenditures

The aim of this study is to estimate the impact of certain difficult working conditions on health expenditure indicators and to measure the aggregated effect on public health expenditures. The empirical analysis is based on a sample of employees aged from 18 to 65 using data from the 2002-2003 French Health survey. Three health expenditure indicators are retained: the number of GP or specialist consultations over the last twelve months, prescribed sick leave over two consecutive months and hospitalisations over the last twelve months. Impacts are estimated using two different methods: the intuitive estimation method and the matching method.

Results clearly confirm that difficult working conditions have a direct impact on increased health expenditures. The three attributes describing difficult working conditions (current physical risk, past physical risk and psychosocial risk) cause modifications in ambulatory care consumption, sick leave and hospitalisations. Results also reveal an additional impact on health expenditure induced by the cumulative exposure to occupational risks. According to the estimation methods retained, individuals subject to exposure to the three occupational risks studied record 22.4% to 25.1% more GP or specialist consultations than employees without exposure to risk, 46.3% to 56.1% more sick leave and 27.2% to 35.9% more hospitalisations.

Keywords: Health expenditures, Working conditions, Evaluation.

JEL Classification: I12 – I19 –J21 – R19.

Depuis le début de l'ère industrielle, la question de la relation entre les conditions de travail et la santé des travailleurs a été étudiée. Dès les années 1850, sous l'impulsion d'industriels, de moralistes et d'hygiénistes, « fortement encouragés » par les mouvements ouvriers, les conditions de travail et de vie des salariés sont prises en considération et les premières lois sur les conditions de travail sont édictées. Par exemple, dès 1871 en Allemagne et 1874 en France, sont promulguées des lois relatives à l'amélioration des conditions de travail des ouvriers au niveau de la sécurité et de la salubrité. Plus récemment, en 1950 puis en 1995, l'Organisation mondiale de la santé (OMS) et l'Organisation internationale du travail (OIT) retiennent une définition commune de la santé au travail : « La santé au travail s'articule autour de trois objectifs distincts : (i) préservation et promotion de la santé du travailleur et de sa capacité de travail ; (ii) amélioration du milieu de travail et du travail, qui doivent être rendus favorables à la sécurité et la santé, et (iii) élaboration d'une organisation et d'une culture du travail qui développent la santé et la sécurité au travail ». Les conditions de travail sont donc au cœur des relations complexes entre santé et travail. Ainsi, selon Eijkemans (2003), « la majorité de la population ouvrière mondiale n'a accès à aucun service de santé au travail, et seulement 10 à 15 % de l'ensemble de la main-d'œuvre globale a accès à des services de santé au travail d'une forme ou d'une autre. Le problème principal de la pénurie des services de santé au travail est la permanence dans les milieux de travail de risques pour la santé, tels que le bruit, les substances chimiques toxiques, et les machines dangereuses, ce qui entraîne un énorme problème de mortalité, d'invalidité et de maladie. De plus, des facteurs de risque psychosocial tels que le stress et la violence sont un défi de taille dans les pays développés, et deviennent de plus en plus inquiétants dans les pays en voie de développement et les pays en transition ».

Les relations entre santé et travail ont fait l'objet de nombreuses investigations ces dernières années. Ainsi la santé est un facteur prépondérant dans le fait d'être et de rester en emploi (Béland, Birch et Stoddart, 2002 ; Debrand et Sirven, 2009). Il est assez bien établi que de mauvaises conditions de travail peuvent être néfastes pour la santé des individus. Par exemple pour la France, Waltisperger (2004) stipule que « parmi les personnes de 16 à 64 ans qui travaillent ou ont déjà travaillé, une sur quatre déclare un problème chronique de santé ou un handicap et 20 % des personnes signalant ces problèmes l'attribuent à leur travail ». Le propos de cette recherche, complémentaire à ces études sur l'importance des conditions de travail sur la santé, est d'analyser les relations entre conditions de travail et dépenses de santé. En effet, les conditions de travail pourraient avoir des impacts directs ou indirects, présents ou passés vs observés ou latents, sur les dépenses de santé.

Les conséquences des conditions de travail sur la relation santé-travail ont aussi des conséquences macro-économiques importantes. Dorman (2000) estime ces effets à 3 % du PIB dans nombre de pays développés. En 1999, l'Agence européenne pour la sécurité et la santé au travail (EU-OSHA) rappelait que pour nombre d'Etats de l'Union européenne, le coût des problèmes de santé liés au travail variait entre 2,6 % et 3,8 % de leur PIB. Béjean et Sultan-Taieb (2007) mesurent les coûts liés au stress au travail en France pour trois types de problèmes de santé : les maladies cardiovasculaires, la dépression et les troubles musculo-squelettiques. Elles estiment, pour l'année 2000, que ces coûts sont compris entre 1,17 Md et 1,98 Md d'euros.

En France, la connaissance des effets financiers microéconomiques (au niveau des individus) ou macroéconomiques (au niveau des comptes publics) revêt une importance toute particulière. En effet, il existe une branche particulière de la Sécurité sociale pour couvrir l'impact des conditions de travail sur la santé des salariés, qu'il s'agisse d'accidents professionnels ou de maladies professionnelles (branche AT/MP). Les statistiques

publiées par l'Assurance maladie fournissent des renseignements riches sur les accidents et maladies professionnels et les dépenses de santé qui en découlent. Pour le régime des salariés du secteur privé, les prestations réalisées en 2008 au titre des accidents du travail et maladies professionnelles représentent 7,4 Mds d'euros. Cependant, ces données sont basées sur une définition particulière des problèmes de santé d'origine professionnelle, qui est issue d'un processus de reconnaissance médicale et administrative complexe. Les chiffres fournis par les enregistrements de l'Assurance maladie ne reflètent qu'une part de l'ensemble de ces problèmes du fait notamment d'une forte sous-déclaration. Ainsi, le rapport Diricq de 2008 estime que la sous-déclaration représentait entre 0,56 Md d'euros et 1,02 Md d'euros, dont 52 à 78 Ms relatifs à la sous-déclaration de la broncho-pneumopathie chronique obstructive et 232,1 - 607,4 Ms relatifs à la sous-déclaration de cancers professionnels (cancers liés à l'amiante, benzène, goudron, bois...).

L'une des différences principales entre régime maladie et régime AT/MP réside dans le mode de financement : assis sur des cotisations salariés et entreprises pour la branche maladie et uniquement entreprise pour la branche AT/MP. Dès lors, du fait de cette sous-déclaration, la branche de la Sécurité sociale gérant les AT/MP reverse chaque année une compensation au régime général d'assurance maladie d'environ 700 Ms d'euros.

Il existe donc aujourd'hui plusieurs recherches et sources de données qui documentent la question des coûts sociaux liés aux problèmes de santé d'origine professionnelle et, plus particulièrement, la question des relations existant entre les conditions de travail et les dépenses de santé. Cependant, à notre connaissance, pour mesurer ces relations, les différents travaux de recherche se basent le plus souvent sur des estimations de l'influence de conditions de travail délétères bien identifiées sur la survenue de problèmes de santé précis ou dont l'origine professionnelle est reconnue. Par construction, ces estimations ne peuvent offrir qu'une vision parcellaire des effets des conditions de travail sur les dépenses de santé. Notre objet est d'estimer l'impact de certaines conditions de travail sur des indicateurs de dépenses de santé et de mesurer l'impact agrégé sur les dépenses de santé de la collectivité. Notre article se compose de trois parties. Dans la première, nous présentons la base de données ainsi que les indicateurs de conditions de travail et de santé que nous retenons. Dans la deuxième partie, nous présentons les méthodes économétriques pour mettre en évidence l'impact des conditions de travail sur les dépenses de santé. Enfin, dans une troisième partie, nous commentons les résultats obtenus.

1. Données, indicateurs de santé et indicateurs de conditions de travail

Notre analyse empirique repose sur les données de l'enquête Santé 2002-2003 de l'Insee. Nous étudions trois indicateurs de santé : le recours aux soins ambulatoires, le nombre de jours d'hospitalisation et les arrêts de travail pour maladie. En ce qui concerne les conditions de travail, nous retenons trois indicateurs synthétiques : le risque physique actuel et passé et le risque psychosocial actuel.

1.1. L'enquête Santé 2002-2003

Nous avons sélectionné l'ensemble des enquêtés âgés de 18 à 65 ans occupant un emploi et présents lors de la première et de la troisième visite de l'enquêteur, ayant répondu à l'intégralité de l'enquête, soit 11 572 personnes qui résident en France métropolitaine. L'échantillon est constitué de 47,3 % de femmes (voir Tableau 1).

Concernant l'emploi, 81,5 % des individus déclarent être en contrat à durée indéterminée (CDI) et 29,5 % déclarent avoir connu une ou plusieurs périodes de chômage (voir Tableau 1). Les trois professions et les catégories sociales (PCS) les plus représentées sont les employés, les ouvriers et les professions intermédiaires (74,9 %). Le secteur public représente 29,6 % de l'échantillon. Les principales différences de répartition entre les hommes et les femmes sont liées aux catégories professionnelles et aux secteurs d'activité. Les femmes sont sous-représentées dans les secteurs de la construction, des transports et des industries manufacturières et surreprésentées dans l'éducation et dans « Autres secteurs ». De plus, moins d'un quart de l'emploi masculin est dans le secteur public contre plus d'un tiers pour les femmes. Nous retrouvons aussi des différences selon les genres concernant les PCS : plus d'employées chez les femmes (respectivement 11,8 % pour les hommes et 44,4 % pour les femmes), moins d'ouvrières (respectivement 31,9 % et 9,6 %) et moins de cadres (respectivement 20,8 % et 14,2 %). Il existe aussi une différence en ce qui concerne le niveau d'études avec une proportion moindre d'hommes déclarant avoir fait des études supérieures.

1.2. Les indicateurs de santé

Pour appréhender les dépenses de santé, nous nous appuyons sur trois indicateurs : (1) le nombre de recours aux soins de médecins généralistes ou spécialistes au cours des douze derniers mois, obtenu à partir de deux questions : « Au cours des douze derniers mois, sans compter les hospitalisations éventuelles, avez-vous consulté au moins une fois un généraliste ? Si oui combien de fois ? » et « Au cours des douze derniers mois, sans compter les hospitalisations éventuelles, avez-vous consulté au moins une fois un spécialiste ? Si oui combien de fois ? » ; (2) la prise d'arrêts de travail entre la première et la troisième visite ; il s'agit d'un indicateur dichotomique défini de la façon suivante : si, au cours des deux mois écoulés entre la première et la troisième visite, il y a eu prescription d'un arrêt de travail ou renouvellement, l'indicateur prend la valeur 1 ; au contraire, si aucun arrêt ou renouvellement n'a été prescrit, l'indicateur prend la valeur 0 ; (3) le fait d'avoir été hospitalisé (hospitalisation à l'hôpital ou à domicile) au cours des douze derniers mois ; cet indicateur est obtenu à partir de la question : « Au cours des douze derniers mois, avez-vous connu au moins une hospitalisation ? ». Il s'agit d'un indicateur dichotomique.

8,2 % ont au moins un arrêt de travail et 11,4 % ont eu recours à l'hôpital. Le nombre de consultations est en moyenne de 5 par an. Comme pour certaines variables décrivant le statut socio-économique, il existe des différences Hommes/Femmes. Elles sont de deux ordres. Premièrement en niveau, les femmes ont dans l'ensemble des indicateurs de consommation plus importante. 7,6 % des hommes et 9,5 % des femmes ont connu un arrêt de travail au cours des deux mois écoulés entre la première et la troisième visite de l'enquêteur (voir Tableau 1). 9,6 % des hommes et 13,5 % des femmes ont été hospitalisés au moins une fois au cours des douze derniers mois. Enfin, le nombre moyen de consultations annuelles est de 3,92 pour les hommes et 6,20 pour les femmes. Deuxièmement, il semble exister une plus grande hétérogénéité de comportements chez les femmes que chez les hommes. Par exemple, en ce qui concerne le nombre de consultations, l'écart type est de 4,26 pour les hommes et de 5,55 pour les femmes.

1.3. Les indicateurs de conditions de travail

Pour mener à bien notre analyse, nous devons construire des indicateurs qui reflètent le plus précisément possible les conditions de travail. A l'aide des données présentes

dans la base de données, nous avons calculé trois indicateurs synthétiques : les risques physiques actuels ; les risques physiques passés et les risques psychosociaux actuels. A partir de ces trois variables, nous construirons une série d'indicateurs composites.

Un premier groupe de questions nous permet d'appréhender la notion de pénibilité physique (travail répétitif sous contrainte de temps, port de charges lourdes et postures pénibles), d'expositions à des horaires atypiques (travail posté en horaires alternants et travail de nuit) et à des facteurs toxiques (poussières ou fumées, produits chimiques). Nous utilisons l'expression « risque physique » pour désigner l'ensemble des risques pour la santé lié à ces trois dimensions, par opposition au « risque psychosocial » décrit dans la section suivante. Nous nous sommes restreints à l'utilisation d'une variable dichotomique indiquant le fait d'être exposé à au moins deux des pénibilités suivantes : travail répétitif sous contrainte de temps, port de charges lourdes ou postures pénibles, travail posté en horaires alternants ou travail de nuit, expositions aux poussières, aux fumées ou expositions aux produits chimiques. Outre l'aspect multidimensionnel des conditions de travail, l'influence des conditions de travail sur l'état de santé recouvre une dimension temporelle forte (Gollac et Volkoff, 2000 ; Lasfargues, 2005). L'accumulation des contraintes physiques sur une durée prolongée peut entraîner à long terme des phénomènes d'usure précoces ou de morbidité irréversible touchant l'appareil moteur. L'exposition à des horaires atypiques sur le long terme peut induire une dégradation de l'état de santé différée et potentiellement irréversible. En matière de risque lié aux toxiques, là encore la durée d'exposition est décisive et les effets peuvent être durables. Dès lors, nous tenons compte du moment de l'exposition : au moment de l'enquête ou avant l'enquête. Nous utilisons deux indicateurs distincts : l'exposition aux risques physiques actuels (T1) et l'exposition aux risques physiques passés (T2).

Le travail est le lieu d'interactions entre les travailleurs ou encore entre les objectifs à atteindre et les moyens à disposition pour les atteindre, ce qui n'est pas neutre en termes de santé. De ces interactions découlent un niveau de risque pour la santé. Les risques psychosociaux désignent ce phénomène. Deux principaux modèles, celui de Karasek et Theorell (1991) et celui de Siegrist (1996), permettent usuellement d'appréhender ce type de risque. Selon l'hypothèse principale de Karasek et Theorell (1991), une latitude décisionnelle² faible associée à une demande psychologique forte génère des situations de stress néfastes qui, sur le long terme, induisent un risque pour la santé des individus. Plusieurs résultats empiriques apportent des résultats cohérents avec cette hypothèse : l'association d'une latitude décisionnelle faible et d'une demande psychologique forte influe en particulier sur le risque de développer des maladies cardiaques (Bosma *et al.*, 1998), des maladies psychiatriques (Stansfeld *et al.*, 1999) et sur la perception de l'état de santé (Ostry *et al.*, 2003). Un manque d'entraide et de coopération dans le travail représente également un facteur de risque pour la santé (Debrand et Lengagne, 2007). Dans l'enquête Santé 2002-2003, des questions relatives à ces différentes dimensions ont été posées. Cependant, elles n'ont été posées qu'aux actifs occupant un emploi au moment de l'enquête. En conséquence, nous disposons d'informations concernant le risque psychosocial actuel uniquement. L'indicateur (T3) construit pour notre étude est une variable dichotomique indiquant si l'individu est ou non exposé à un ratio « Demande psychologique/Latitude décisionnelle » élevé.

A partir de ces trois indicateurs synthétiques, nous avons construit deux groupes d'indicateurs composites³. Dans le premier groupe, nous allons nous intéresser à

2 La notion de latitude décisionnelle reflète principalement le sentiment d'autonomie dans le travail et la possibilité de développer de nouvelles compétences.

3 Schématiquement nous avons donc les indicateurs suivants :

- Les indicateurs synthétiques du risque :

l'existence d'une pénibilité en utilisant deux indicateurs distincts : (T4) être exposé actuellement au risque physique ou psychosocial versus n'être exposé à aucun de ces risques, (T5) être exposé actuellement ou par le passé au risque physique ou actuellement au risque psychosocial versus n'être exposé à aucun de ces risques. Dans le deuxième groupe d'indicateurs, nous tenterons de mettre en évidence s'il existe des phénomènes de cumul des risques, qui peut être un facteur aggravant de l'influence des risques pris individuellement à la fois sur l'état de santé et la situation sur le marché du travail (Waltisperger, 2008). Nous avons donc choisi de construire deux indicateurs de cumul : un indicateur de cumul des pénibilités présentes et un indicateur de cumul des pénibilités présentes et passées : (T6) être exposé actuellement à la fois au risque physique et au risque psychosocial versus n'être exposé à aucun de ces risques, (T7) être exposé actuellement à la fois au risque physique et au risque psychosocial et avoir été exposé dans le passé au risque physique versus n'être exposé à aucun de ces risques.

Au sein de notre population, 36,2 % des individus indiquent être actuellement soumis à des risques physiques (voir Tableau 2) ; cette proportion est égale à 35,4 % pour les risques physiques passés ; et 47,5 % sont exposés aux risques psychosociaux au moment de l'enquête. Les deux indicateurs d'existence des risques mettent en évidence le fait qu'approximativement les deux tiers des salariés ont ou ont eu des situations de travail risquées (T4 = 61,8 % et T5 = 69,0 %). Le troisième groupe d'indicateurs qui regroupe les indicateurs de cumul met en évidence une dynamique un peu différente. En effet, 21,8 % des salariés sont soumis à un cumul des risques présents. Cette proportion passe à 13,9 % si l'on tient compte du cumul avec les risques physiques passés.

Comme pour les variables de statuts socio-économiques ou les variables de consommation, nous retrouvons des différences entre les sexes. D'après les déclarations des travailleurs, 45,3 % des hommes et 26,0 % des femmes sont actuellement exposés aux risques physiques ; 45,6 % des hommes et 24,0 % des femmes l'ont été dans le passé (voir Tableau 2). 66,1 % des hommes et 57,1 % des femmes sont actuellement exposés à au moins l'un des risques étudiés. 74,6 % des hommes et 62,7 % des femmes sont actuellement exposés à un des deux risques ou l'on été par le passé. Le cumul des risques actuels concerne 25,8 % des hommes et 17,4 % des femmes. Enfin, le cumul des risques actuels et des risques physiques passés concerne 17,9 % des hommes et 9,3 % des femmes. Dès lors, les hommes semblent donc faire face plus souvent que les femmes à des situations risquées. Il existe toutefois une exception concernant l'indicateur synthétique des risques psychosociaux actuels. 46,6 % des femmes vs 48,5 % des hommes déclarent être soumis à ce risque. Les écarts entre les femmes et les hommes sont principalement dûs aux différences constatées pour les risques physiques actuels et passés (+20 points pour les hommes). On peut regretter de n'avoir pas d'information dynamique sur le risque psychosocial, ce qui peut rendre l'interprétation selon les sexes de l'indicateur de cumul T7 (présent et passé) délicate. Néanmoins, cette remarque ne s'applique qu'à l'indicateur T6 (présent). Pour ce dernier, la différence entre les hommes et les femmes est de +12 points.

o T1	associé au risque physique présent
o T2	associé au risque physique passé
o T3	associé au risque psychosocial présent
• Les indicateurs d'existence des risques :	
o T4 = T1 ∪ T3	associés aux risques présents
o T5 = T1 ∪ T2 ∪ T3	associés aux risques présents et passés
• Les indicateurs relatifs au cumul des risques	
o T6 = T1 ∩ T3	associés aux cumuls des risques présents
o T7 = T1 ∩ T2 ∩ T3	associés aux cumuls des risques présents et passés

La nature des risques semble donc très différente selon les sexes. Dès lors, que cela soit sur les risques, sur les consommations ou sur les caractéristiques des emplois, il existe de réelles différences entre les hommes et les femmes. Par la suite, nous analysons donc ces populations séparément.

2. Les choix de la méthode d'évaluation

Les travaux de Rubin (1974) nous offrent un modèle canonique de l'évaluation applicable à notre problématique. Le succès de ce modèle dans la littérature économique (Economie du travail, Economie de l'éducation) vient du fait qu'il permet de définir clairement l'effet causal de la politique ou du traitement que l'on souhaite mesurer et la nature du biais de sélectivité. Ce biais de sélectivité peut avoir une grande importance dans notre analyse. En effet, il est envisageable que les caractéristiques des populations diffèrent entre celles qui sont soumises ou pas à des conditions de travail difficiles. De plus, la décision d'accepter telle ou telle condition de travail relève d'une décision individuelle plus ou moins contrainte. Brodaty, Crépon et Fougère (2007) stipulent que « les deux caractéristiques importantes de l'effet causal, tel qu'il est défini dans ce cadre, sont, d'une part, son hétérogénéité dans la population et d'autre part, son caractère inobservable. Il faut comprendre que c'est cette non-observabilité qui oblige l'analyste à formuler les hypothèses permettant d'identifier certains paramètres de sa distribution. Cet effort de clarification et de spécification est donc indispensable. Sans lui, l'évaluation statistique ne peut être rigoureuse ».

2.1. Le modèle de Rubin

L'idée initiale de cette présentation est assez simple⁴. Il y a deux situations dans lesquelles un traitement peut être administré ou non à un individu. Pour notre problématique, nous comparons deux types de situations schématiques : le fait d'être exposé à des conditions de travail risquées ($T=1$) et le fait de ne pas y être exposé ($T=0$). Le groupe des individus exposés à des conditions de travail difficiles est aussi appelé « groupe de traitement » et le groupe des individus non exposés est appelé « groupe de contrôle ».

Pour formaliser notre démarche, nous supposons que, pour chacun des individus i de notre échantillon de taille N , nous observons un ensemble de variables qui nous permet de modéliser les dépenses de santé conditionnellement aux conditions de travail. Nous voulons observer les conséquences de ces conditions de travail sur une variable de résultat Y qui représente les différentes dépenses de santé. Le modèle de Rubin suppose qu'il existe deux variables de résultat Y_0 et Y_1 . Dès lors, si un individu est exposé à des conditions de travail risquées (c'est-à-dire $T_i = 1$), alors Y_{1i} est sa dépense observée et Y_{0i} est égal à la dépense de santé qu'il aurait réalisée s'il n'avait pas été exposé à ces conditions de travail risquées. Dans ce cas, Y_{0i} n'est pas observable ; cette valeur représente ainsi le résultat contrefactuel. *A contrario*, si un individu dispose de bonnes conditions de travail (c'est-à-dire $T_i = 0$), alors Y_{0i} représente sa dépense observée et Y_{1i} est égale à la dépense de santé qu'il aurait réalisée s'il avait été exposé à ces conditions de travail risquées. Dans ce cas, Y_{1i} n'est pas observable et représente le résultat contrefactuel.

4 Voir la présentation du modèle canonique de l'évaluation de Rubin (1974) proposée par Brodaty, Crépon et Fougère (2007).

Pour un individu, il n'est donc pas possible de connaître simultanément Y_0 et Y_1 . Les seules variables observables simultanément pour tous les individus sont la variable de traitement T et la variable de résultat Y qui peut s'écrire :

$$Y = TY_1 + (1-T)Y_0.$$

En outre, l'effet causal « au sens de Rubin » de l'exposition à des conditions de travail difficiles pour chaque individu est défini par l'écart :

$$\Delta_i = Y_{1i} - Y_{0i}$$

Cet effet représente pour un individu exposé à des conditions de travail la différence entre sa dépense de santé observée et sa dépense de santé s'il avait bénéficié de conditions de travail sans risque. Pour un individu non exposé, cet écart correspond à la différence entre ce qu'aurait été sa dépense de santé s'il avait été exposé à des conditions de travail risquées et sa dépense réelle. Cette différence est donc inobservable. L'indicateur le plus souvent retenu dans la littérature est l'effet moyen du traitement dans la population des individus traités :

$$\Delta^{TT} = E(Y_1 - Y_0 | T = 1) = E(Y | T = 1) - E(Y_0 | T = 1).$$

Cet effet, qui est le paramètre d'intérêt de notre étude, correspond à la variation individuelle moyenne de la dépense de santé imputable à des conditions de travail risquées, au sein de la population exposée à des conditions de travail risquées. L'identification de l'effet moyen du traitement dans la population des individus traités nécessite une hypothèse moins forte que $(Y_0, Y_1) \perp\!\!\!\perp T$, il suffit que les variables Y_0 et T soit indépendantes, c'est-à-dire $(Y_0) \perp\!\!\!\perp T$. Dans la pratique, cette hypothèse d'indépendance est très peu probable⁵. En effet, comme souvent dans l'étude des effets de politiques publiques, les caractéristiques socio-économiques observables des salariés exposés et ceux qui ne le sont pas diffèrent. Nous ne sommes pas dans les conditions des expérimentations aléatoires. Les hypothèses conditionnelles peuvent s'écrire conditionnellement aux caractéristiques observables X . En ce qui concerne l'effet moyen du traitement dans la population des individus traités, l'hypothèse d'indépendance conditionnellement aux observables s'écrit : $Y_0 \perp\!\!\!\perp T | X$:

$$\begin{aligned} \Delta^{TT} &= E[E(Y|T=1, X) - E(Y|T=0, X) | T=1] \\ &= E(Y|T=1) - E[E(Y|T=0, X) | T=1]. \end{aligned}$$

Afin d'obtenir un estimateur de Δ^{TT} , il nous faut estimer, pour chaque individu exposé à des conditions de travail difficiles x_i , la quantité $E(Y|X = x_i, T = 0) = g(x_i)$. L'estimateur de l'effet causal moyen du traitement dans la population des individus traités (N_1) s'écrit donc :

$$\tilde{\Delta}^{TT} = \frac{1}{N_1} \sum_{i \in (T=1)} \{Y_i - \hat{g}(x_i)\}.$$

5 Une seconde hypothèse est également requise. Il s'agit de l'hypothèse du support commun : $P(T=1|X) < 1$. Cette hypothèse revient à s'assurer que, pour chaque valeur de X , la probabilité d'appartenir au groupe traité n'atteint jamais la valeur 1. Ainsi, à l'inverse, pour chaque valeur de X , la probabilité d'appartenir au groupe de contrôle ($T=0$) est non nulle. On s'assure ainsi que, pour chaque individu (i) ayant les caractéristiques X_i et ayant reçu le traitement, il existe des individus ayant les mêmes caractéristiques X_i et n'étant pas assigné au traitement. Ces deux hypothèses sont nécessaires pour identifier Δ^{TT} .

Comme nous avons pu le mettre en évidence lors de l'analyse descriptive, il est important de distinguer les hommes des femmes. Nous établirons dans un premier temps l'effet moyen du traitement dans la population d'hommes (N_{H1}) et de femmes (N_{F1}) exposés à des conditions de travail risquées :

$$\tilde{\Delta}_H^{TT} = \frac{1}{N_{H1}} \sum_{i \in (T=1, H)} \{Y_i - \hat{g}_H(X_i)\} \quad \tilde{\Delta}_F^{TT} = \frac{1}{N_{F1}} \sum_{i \in (T=1, F)} \{Y_i - \hat{g}_F(X_i)\}.$$

Nous retrouvons alors l'effet moyen sur l'ensemble de la population traitée⁶ :

$$\tilde{\Delta}^{TT} = \frac{N_{H1} \tilde{\Delta}_H^{TT} + N_{F1} \tilde{\Delta}_F^{TT}}{N_{H1} + N_{F1}}.$$

Après calcul de Δ^{TT} , nous pourrions calculer la part de la dépense de santé totale attribuable à des conditions de travail difficiles :

$$D^T = \frac{\tilde{\Delta}^{TT} N_1}{\sum Y}.$$

Dans notre évaluation empirique, nous supposons que l'ensemble des caractéristiques individuelles X à notre disposition est suffisamment riche pour vérifier l'hypothèse d'indépendance conditionnelle. Il s'agit toutefois d'une hypothèse forte qui doit être justifiée. En pratique, la justification de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle revient à motiver le choix des variables incluses dans le vecteur X . Pour les méthodes de *matching* (voir *infra*), Caliendo et Kopeinig (2008) recommandent tout d'abord de déterminer l'ensemble des variables qui influencent simultanément l'exposition au traitement et les variables de dépenses de santé. Deuxièmement, seuls des facteurs déterminant l'exposition au traitement doivent être introduits. Ils suggèrent de privilégier les variables fixes dans le temps ou mesurées avant la situation étudiée, tout en garantissant que ces variables ne relèvent pas de phénomènes d'anticipation. Troisièmement, ils conseillent d'inclure un nombre raisonnable de variables et de ne sélectionner que celles qui sont significatives. Pour ces raisons, notre modélisation intègre les variables suivantes : l'âge, le genre, la sécurité de l'emploi (avoir connu des périodes de chômage ou non, être en contrat à durée indéterminée ou non), la catégorie socioprofessionnelle, le niveau d'éducation, le revenu du ménage en quartile, le secteur d'activité et la localisation géographique.

2.2. Les méthodes d'estimation

Cependant, il reste une question relativement délicate à trancher, celle du choix de la méthode adéquate pour estimer les effets de la pénibilité dans le cadre conceptuel de Rubin. Les méthodes d'estimation sont nombreuses. Nous en avons retenu deux : la première que nous nommerons « méthode naïve », la plus simple, estime à l'aide de régressions l'effet de la pénibilité sur les trois indicateurs : le nombre de recours aux soins de médecins généralistes ou spécialistes au cours des douze derniers mois (variable de comptage), le fait d'avoir été arrêté pour maladie au cours des deux derniers mois (variable dichotomique) et le fait d'avoir été hospitalisé (hospitalisation à l'hôpital ou à domicile) au cours des douze derniers mois (variable dichotomique). Pour chacun de ces indicateurs, cela revient ainsi à estimer $g(x_i)$ avec $E(Y|T=0, X) = F(X\beta)$ et

⁶ En effet : si $\hat{g}(X_i) = 1_{i \in H} \hat{g}_H(X_i) + 1_{i \in F} \hat{g}_F(X_i)$.

$E(Y|T=1,X)=F(X\beta+\delta)$ soit $E(Y|T,X)=F(X\beta+\delta T)$. Dans le cas du nombre de recours aux soins de généralistes ou de spécialistes, nous utilisons un modèle binomial négatif (Negbin). Dans le cas de la prescription d'arrêts de travail et les hospitalisations, pour lesquels nous avons des indicateurs dichotomiques, nous utilisons des modèles Probit. Les avantages de cette méthode sont sa facilité d'utilisation, mais aussi le fait que l'estimation du traitement est convergent, sans biais, sous l'hypothèse que les résidus estimés soient indépendants du fait d'être traité ou non (Givord, 2010). Toutefois, les hypothèses sous-jacentes sont fortes. Premièrement, cette méthode suppose que l'effet du traitement est homogène pour toute la population (δ ne dépend pas des caractéristiques de l'individu i). Deuxièmement, les résultats sont conditionnés par les formes fonctionnelles choisies (c'est-à-dire un modèle additif $(X\beta+\delta T)$ et le choix de F). Il peut aussi exister des erreurs liées à une sur-spécification.

Pour répondre à ces limites, nous utilisons une autre méthode d'estimation : la méthode d'appariement avec fonction noyau (*Kernel matching*) introduite par Heckman, Ichimura et Todd (1998) que nous nommons « méthode par appariement ». Les méthodes de *matching* sont notamment utilisées pour l'évaluation quantitative des politiques de l'emploi (Brodaty, Crépon et Fougère, 2007). Comme pour la régression classique, ces méthodes permettent de contrôler les effets de variables de confusion, mais elles sont moins contraignantes dans la mesure où elles n'imposent pas d'hypothèse de linéarité des effets des variables de contrôle sur les variables de résultats. Elles permettent ainsi d'éviter des erreurs liées à une sur-spécification. De plus, elles permettent de dissocier la modélisation de l'effet du traitement de l'effet sur la variable d'intérêt et de prendre en considération une hétérogénéité de traitements selon les variables de contrôle considérées (Givord, 2010). Caliendo et Kopeinig (2008) offrent un guide pratique approfondi pour l'application des méthodes d'appariement sur score de propension. Selon la proposition de Rosenbaum et Rubin (1983), si Y_0 est indépendant à T conditionnellement à alors Y_0 est aussi indépendant à T conditionnellement au score de propension, défini par $P(X) = P(T=1|X)$:

$$(Y_0) \perp\!\!\!\perp T | X \rightarrow (Y_0) \perp\!\!\!\perp T | P(X).$$

Le score de propension est obtenu à partir d'une régression logistique de la variable T sur l'ensemble des variables de contrôle X . Dès lors, il suffit d'apparier des individus non sur l'ensemble de leurs caractéristiques X mais uniquement sur leur score de propension⁷, $P(X_j)$. Heckman, Ichimura et Todd (1997) proposent d'estimer un contrefactuel tel que :

$$\hat{E}(Y|\hat{E}(Y|\hat{P}(X_j), T=0)) = \sum_{j \in (T=0)} W_{ij} Y_j$$

avec W_{ij} une pondération s'écrivant :

$$W_{i,j} = \frac{K\left(\frac{\hat{P}(X_j) - \hat{P}(X_i)}{h}\right)}{\sum_{j \in (T=0)} K\left(\frac{\hat{P}(X_j) - \hat{P}(X_i)}{h}\right)}$$

où $K(\cdot)$ est une fonction à noyau et h est la fenêtre du noyau calculée sur le support $\{T=0\}$. Cette pondération donne un poids d'autant plus important aux individus j dont les scores de propension sont proches de celui de i . Dès lors, l'estimateur par appariement de l'effet du traitement conditionnellement au fait d'être traité s'écrit :

$$\tilde{\Delta}^{TT} = \frac{1}{N_1} \sum_{j \in (T=1)} \left\{ Y_i - \sum_{j \in (T=0)} \frac{K\left(\frac{\hat{P}(X_j) - \hat{P}(X_i)}{h}\right)}{\sum_{j \in (T=0)} K\left(\frac{\hat{P}(X_j) - \hat{P}(X_i)}{h}\right)} Y_j \right\}$$

⁷ Il est nécessaire d'utiliser une estimation du score qui « équilibre » (*balancing test*) les deux échantillons. Le score devrait permettre d'équilibrer pour les variables observables les deux échantillons de traités et non-traités. Dès lors, nous vérifions que les moyennes des observables sont identiques dans l'échantillon des traités et celui des non-traités.

2.3. Remarque

Ces méthodes reposent sur l'hypothèse d'indépendance conditionnellement aux observables. Il n'est pas certain que malgré le grand nombre de caractéristiques X retenues dans nos modélisations, il n'existe pas une caractéristique inobservée ou inobservable qui influe sur la dépense de santé et qui soit distribuée différemment selon le fait d'avoir des conditions de travail risquées ou non. Afsa et Givord (2009) réalisent, dans une étude assez proche sur l'absentéisme, une analyse de sensibilité en utilisant une méthode de sélection sur inobservable en estimant un modèle à équations simultanées qui prend en compte l'existence possible de caractéristiques inobservables corrélées à la fois à la variable de traitement et à la variable d'intérêt.

Toutefois, cette méthode nécessite une condition d'exclusion sur les variables, c'est-à-dire une variable expliquant la variable de traitement sans expliquer la variable d'intérêt. Il n'a été possible de trouver une caractéristique ayant ces propriétés. En effet, les variables expliquant le fait d'avoir un travail risqué sont aussi des déterminants des dépenses de santé.

3. Résultats

Notre présentation des résultats se fait pour tous les indicateurs de risque et pour toutes les consommations selon la même logique. Premièrement, nous commentons les effets moyens sur les individus qui sont soumis aux risques pour les hommes et pour les femmes. Dans un deuxième temps, nous établissons la part de la dépense de santé attribuable aux conditions de travail, par genre. Puis nous établissons ces résultats pour l'ensemble de la population.

Nous pouvons, dès à présent, faire un constat général sur les résultats obtenus grâce aux deux méthodes : la méthode naïve et la méthode par appariement. Comme nous l'avons déjà précisé, ces deux méthodes sont assez différentes. Les hypothèses sous-jacentes ne sont pas identiques. Elles sont plus contraignantes pour la méthode naïve. Cependant, pour la quasi-totalité des estimations, les résultats sont très proches et les intervalles de confiance se recoupent largement. Nos résultats ne sont donc pas a priori « methodo-dépendants ». Pour cette raison et pour ne pas alourdir la présentation, nous commentons principalement les résultats obtenus avec la méthode par appariement. S'il existe des différences dans les résultats entre les deux méthodes, nous le signalerons. Les intervalles de confiance des différents paramètres sont établis à 5 %. Nous ne signalerons par (ns) que les valeurs non significativement différentes de 0 à ce seuil de 5 % ou au seuil de 10 %.

3.1. Risques physiques (présents et passés) et dépenses de santé

En ce qui concerne les consommations ambulatoires (voir Tableau 3 ; indicateurs T1 et T2), selon la méthode par appariement, un homme exposé au moment de l'enquête aux risques physiques déclare en moyenne 0,285 (ns à 5 % mais significatif à 10 %) consultation de plus qu'un homme non exposé ; si l'on se réfère à la méthode naïve, cette différence s'élève à 0,356 consultation (significative). Pour les femmes, nous mesurons un différentiel de 0,482 consultation. Ces mesures nous permettent d'établir la part du nombre de consultations attribuables à l'exposition aux risques physiques actuels. En utilisant les résultats de la méthode par appariement, nous estimons que 3,37 % des consultations annuelles sont attribuables à ce risque pour les hommes et à 2,05 % pour les femmes. Pour l'ensemble de la population, cette proportion est de 2,59 %. Déclarer avoir été exposé dans le passé aux risques physiques induit une hausse de 0,655 du

nombre de consultations annuelles chez les hommes et de 0,511 chez les femmes. De la même façon que pour le risque physique actuel, nous en déduisons la part du nombre total de consultations attribuables au risque physique passé. Cette part est de 7,81 % pour les hommes et de 2,00 % pour les femmes. Cette part est donc de 4,39 % pour l'ensemble de la population. Nous pouvons faire deux remarques. Premièrement, nos estimations de l'influence du risque physique passé sur les consommations médicales actuelles ne sont pas indépendantes de l'influence du risque physique actuel, dans la mesure où le risque physique actuel est en partie expliqué par les conditions de travail passées. Il faut donc prendre des précautions quant à la façon d'interpréter ces résultats. Deuxièmement, même si le surplus de consommation semble plus important pour les femmes que pour les hommes, les parts explicatives des dépenses relatives à ces risques sont plus importantes chez les hommes que chez les femmes. Cela est dû aux différences entre hommes et femmes de la proportion d'individus exposés (voir Tableau 2).

En ce qui concerne les arrêts de travail (voir Tableau 4), chez les hommes, l'exposition au risque physique au moment de l'enquête augmente la probabilité d'être arrêté de 2.2 points. Chez les femmes, cette augmentation est de 4.5 points. Ces résultats nous permettent d'appréhender la part des arrêts de travail attribuables à l'exposition au risque physique au moment de l'enquête : elle est de 13,4 % pour les hommes et de 12,1 % pour les femmes, soit 12,7 % pour l'ensemble de la population. Si nos résultats font bien ressortir les effets significatifs de l'exposition aux risques physiques au moment de l'enquête sur les arrêts de travail, nous ne mesurons en revanche aucun effet des risques physiques passés. Ainsi, l'influence du risque physique sur les arrêts semble essentiellement s'inscrire dans une dynamique de court terme.

En ce qui concerne l'hospitalisation, chez les hommes, quelle que soit la méthode utilisée, l'influence de l'exposition aux risques physiques au moment de l'enquête sur la probabilité d'avoir été hospitalisé au cours des douze derniers mois est non significativement différente de zéro (voir Tableau 5). Chez les femmes, par contre, ce type de risque est associé à une différence significative de 2.3 points. Ainsi, pour les hommes, l'exposition au risque physique n'a pas d'influence sur les hospitalisations annuelles tandis qu'elle en a une pour les femmes : 4,30 % des hospitalisations des femmes seraient liées au travail. Toutefois, les risques physiques passés semblent influencer la probabilité d'être hospitalisé aujourd'hui aussi bien pour les hommes que pour les femmes. Ainsi, la probabilité d'être hospitalisé augmente de 1.2 points pour les hommes (ns à 5 % mais significatif à 10 %) et de 2.4 points pour les femmes. Cela correspond à 5,63 % des hospitalisations pour les hommes et 6,21 % pour les femmes. Pour ces dernières, la pénibilité passée a autant d'importance que la pénibilité actuelle. Contrairement aux arrêts de travail où nous n'avons pas pu mettre en évidence un effet latence, cet effet semble exister pour les hospitalisations.

3.2. Risques psychosociaux et dépenses de santé

Avant d'exposer nos résultats concernant les risques psychosociaux et les dépenses de santé, il faut noter que les risques psychosociaux et physiques sont intimement liés. Nous pouvons seulement dire que les effets du risque psychosocial sur les dépenses de santé peuvent en partie s'expliquer par l'existence de liens entre le risque physique et le risque psychosocial. De même, une partie des effets du risque physique sur les dépenses de santé peut s'expliquer par l'existence de liens entre le risque psychosocial et le risque physique.

En ce qui concerne les consommations ambulatoires, chez les hommes, la différence moyenne de consultations annuelles liées au risque psychosocial est estimée à 0,796 et

à 1,027 pour les femmes (voir Tableau 3 ; indicateur T3). La part du nombre de consultations attribuable au risque psychosocial est ainsi de 9,70 % pour les hommes et de 8,13 % pour les femmes, soit pour l'ensemble de la population : 8,77 %. Le risque psychosocial semble donc tenir un rôle relativement important pour expliquer le recours aux médecins généralistes ou spécialistes. Cela représente plus de deux fois la part attribuable au risque physique (présent ou passé).

En ce qui concerne les arrêts de travail, chez les hommes, l'exposition au risque psychosocial au moment de l'enquête accroît la probabilité d'être arrêté de 2.9 points (voir Tableau 4). Chez les femmes, cet accroissement est de 5.6 points. Ces évaluations nous conduisent ensuite à évaluer la part du nombre de patients arrêtés attribuable au risque psychosocial par sexe : 18,3 % pour les hommes et 42,7 % pour les femmes. Cette part est de 31,5 % pour l'ensemble de la population. Le risque psychosocial serait ainsi responsable du tiers des arrêts de travail pris pendant la durée de l'enquête.

En ce qui concerne l'hospitalisation, chez les hommes, le risque psychosocial accroît la probabilité d'avoir été hospitalisé au moins une fois au cours des douze derniers mois de 1.7 point (voir Tableau 5). Chez les femmes, cet accroissement est de 2.9 points. Ces évaluations nous conduisent ensuite à établir la part du nombre de patients hospitalisés attribuable aux risques psychosociaux, soit 8,12 % pour les hommes et 15,24 % pour les femmes. Ainsi, le risque psychosocial se révèle être en cause dans l'explication des hospitalisations de 12,1 % des travailleurs hospitalisés au cours d'une année. Ces résultats signalent l'existence d'un lien entre le risque psychosocial actuel et les hospitalisations, alors que la part explicative prise par le risque physique actuel apparaît beaucoup plus faible.

3.3. Existence des risques et dépenses de santé

Nous proposons à présent des mesures de l'effet de l'existence du facteur « risque professionnel » sur les dépenses de santé. Pour cela, nous utilisons les indicateurs composites d'existence de l'exposition aux risques professionnels (T4 et T5).

En ce qui concerne les consommations ambulatoires, chez les hommes, l'effet moyen de l'exposition au moment de l'enquête à des conditions de travail risquées (indicateur T4 : risque physique actuel ou risque psychosocial actuel) sur le nombre de consultations est de 0,659 et de 0,894 pour les femmes (voir Tableau 3). La part du nombre de consultations annuelles attribuables aux risques professionnels est de 11,4 % pour les hommes et de 8,3 % pour les femmes. Cette part s'élève à 9,6 % pour l'ensemble de la population. Nous avons en outre utilisé un autre indicateur d'existence du risque professionnel. Celui-ci intègre la notion d'exposition passée au risque physique (indicateur T5) : être actuellement exposé à un risque physique ou à un risque psychosocial ou avoir été exposé dans le passé à un risque physique. En nous fondant sur cet indicateur plus large du risque professionnel, le nombre de consultations supplémentaires est de 0,586 pour les hommes et de 0,910 pour les femmes et la part du nombre de consultations annuelles attribuables au risque professionnel est de 11,4 % pour les hommes et de 9,3 % pour les femmes. Cette part s'élève à 10,2 % pour l'ensemble de la population.

En ce qui concerne les arrêts de travail, chez les hommes, l'exposition au moment de l'enquête à un risque professionnel (indicateur T4) accroît globalement la probabilité d'être arrêté de 2.8 points et de 3.8 points pour les femmes (voir Tableau 4). Ainsi, la part du nombre des salariés arrêtés attribuable aux risques professionnels s'élève à 24,9 % pour les hommes et à 29,8 % pour les femmes ; soit 27,6 % pour l'ensemble

de la population. L'utilisation de l'indicateur plus large du risque professionnel actuel et passé (indicateur T5 : être actuellement exposé à un risque physique ou à un risque psychosocial ou avoir été exposé dans le passé à un risque physique) nous donne des résultats assez proches. Le risque professionnel mesuré par l'indicateur T5 est de 34,1 % des arrêts pour l'ensemble des salariés. Les risques professionnels seraient ainsi responsables du tiers des arrêts de travail pris pendant les deux mois de l'enquête.

En ce qui concerne l'hospitalisation, chez les hommes, l'exposition au moment de l'enquête à un risque professionnel (indicateur T4) accroît la probabilité d'avoir été hospitalisé au moins une fois dans l'année de 2.2 points et de 3.2 points chez les femmes (voir Tableau 5). Nos résultats permettent d'établir à 14,7 % la proportion de la population masculine de travailleurs ayant été hospitalisée à cause de l'exposition au risque professionnel et à 17,4 % pour la population féminine. Pour l'ensemble des salariés, cette proportion est de 16,2 %. L'utilisation de l'indicateur plus large du risque professionnel actuel et passé (indicateur T5) nous donne les résultats suivants : ce risque serait responsable de 23,3 % des hospitalisations pour les hommes et de 16,3 % pour les femmes. Il induirait 19,3 % des hospitalisations.

3.4. Cumul des risques et dépenses de santé

Le cumul des différents risques professionnels observés pour une partie importante des travailleurs constitue un point de préoccupation des professionnels de la santé au travail. Dans notre échantillon, 21,8 % des travailleurs sont simultanément exposés aux risques physiques et aux risques psychologiques actuels et 13,9 % ont en plus été exposés dans le passé à des risques physiques. Ces situations de cumul ont potentiellement des effets néfastes supplémentaires par rapport aux effets individuels de chaque risque professionnel. Comment cela se traduit-il en matière de consommations de santé ? Afin de mieux cerner ces phénomènes, nous proposons de mesurer l'influence des deux indicateurs synthétiques de cumul (T6 et T7) sur les dépenses de santé.

En ce qui concerne les consommations ambulatoires, un homme exposé dans son travail à la fois à un risque psychosocial et à un risque physique (indicateur T6) réalise 0,984 consultation de plus qu'un homme qui n'a aucun risque (voir Tableau 3). Pour les femmes, l'effet est de 1,061. Ces effets sont respectivement de 1,027 pour les hommes et de 1,331 pour les femmes si l'on prend en considération l'indicateur de cumul des risques physiques actuels, passés et du risque psychosocial (indicateur T7). Les effets liés aux indicateurs T6 et T7 sont bien les plus importants par rapport aux effets liés aux indicateurs T1 à T5. Les individus qui subissent un cumul des risques T6 (risque physique et risque psychosocial actuels) représenteraient 6,63 % du nombre total de consultations annuelles pour les hommes, 3,01 % pour les femmes et 4,50 % pour l'ensemble de la population. Les individus qui subissent un cumul des risques T7 (risque physique actuel, risque psychosocial actuel et risque physique passé) représenteraient 4,82 % du nombre total de consultations annuelles pour les hommes, 2,02 % pour les femmes et 3,17 % pour l'ensemble de la population. Il y a donc bien un effet supplémentaire pour les individus en situation de cumul.

En ce qui concerne les arrêts de travail, chez les hommes, l'exposition au moment de l'enquête à la fois à des risques psychosociaux et à des risques physiques (indicateur T6) accroît de 4.2 points la probabilité d'être arrêté au cours des deux mois de l'enquête (voir Tableau 4). Chez les femmes, cet accroissement est égal à 8.0 points. Le cumul des risques physiques actuels, passés et des risques psychosociaux (indicateur T7)

induit chez les hommes un accroissement de la probabilité d'arrêts estimé à 2,6 points (ns à 5 % mais significatif à 10 %). Chez les femmes, cet accroissement est estimé à 7,4 points. Le cumul des risques présents (T6) serait responsable de 14,4 % des arrêts de travail pour les hommes. Pour les femmes, cette part est égale à 18,8 %. Sur l'ensemble de la population salariée, cette part est égale à 16,7 %. Le cumul des risques présents (T7) serait responsable d'un effet supplémentaire de 6,2 % des arrêts de travail pour les hommes. Pour les femmes, cette part est égale à 11,0 %. Sur l'ensemble de la population salariée, cette part est égale à 8,76 %.

En ce qui concerne l'hospitalisation, chez les hommes, l'exposition à des risques psychosociaux et à des risques physiques actuels (indicateur T6) accroît de 1,9 points (ns à 5 % mais significatif à 10 %) la probabilité d'être hospitalisé (voir Tableau 5). Chez les femmes, cet accroissement est égal à 3,5 points. Le cumul des risques physiques actuels, passés et du risque psychosocial (indicateur T7) induit chez les hommes un accroissement de la probabilité d'être hospitalisé estimé à 3,2 points (ns à 5 % mais significatif à 10 %). Chez les femmes, cet accroissement est estimé à 5,4 points. Comme pour l'ambulatoire, les effets liés aux indicateurs T6 et T7 sont bien les plus importants par rapport aux effets liés aux indicateurs T1 à T5. Ainsi, le cumul des risques présents (T6) serait responsable de 5,2 % des hospitalisations pour les hommes. Pour les femmes, cette part est égale à 5,7 %. Sur l'ensemble de la population salariée, cette part est égale à 5,5 %. Le cumul des risques présents et passés (T7) serait responsable de 5,9 % des hospitalisations pour les hommes. Pour les femmes, cette part est égale à 5,5 %. Sur l'ensemble de la population salariée, cette part est égale à 5,7 %. Il semble donc bien exister un effet supplémentaire dû au cumul des pénibilités.

4. Conclusion

Les résultats que nous vous avons présentés s'appuient sur les données de l'enquête Santé de l'Insee menée en 2002-2003. Nous avons utilisé trois indicateurs des dépenses de santé : le nombre de recours aux médecins généralistes ou spécialistes au cours des douze derniers mois, la prise d'arrêts de travail sur une période de deux mois consécutifs, le recours à l'hôpital au cours des douze derniers mois. Nous avons utilisé deux méthodes différentes pour mener à bien cette recherche : une méthode naïve et une méthode par appariement. Nos résultats ne sont donc pas *a priori* « méthodo-dépendants ». En effet, pour la quasi-totalité des estimations, les résultats sont très proches et les intervalles de confiance se recoupent largement. Notre but était de mettre en évidence l'impact sur les dépenses de santé des individus des conditions de travail, et de mesurer l'impact agrégé sur les dépenses de santé de la collectivité.

Les conditions de travail semblent bien être à l'origine d'un accroissement des dépenses de santé, d'après nos estimations. Ainsi, nous avons montré que les trois formes de pénibilité retenues induisaient des modifications dans la consommation ambulatoire, dans la prise d'arrêts de travail et dans les hospitalisations. De plus, nous mettons en évidence un effet supplémentaire du cumul des risques professionnels sur les dépenses de santé. Selon la méthode d'estimation retenue, les individus soumis au cumul des trois risques étudiés ont entre 22,4 % et 25,1 % de consultations en plus relativement aux salariés sans exposition, entre 46,3 % et 56,1 % d'arrêts de travail en plus et entre 27,2 % et 35,9 % d'hospitalisation en plus.

Dès lors, environ 3,0 % des consultations des personnes en emploi sont attribuables aux risques physiques au moment de l'enquête ; 4,4 % des consultations de ces personnes sont

liées aux expositions au risque physique dans le passé. L'influence des risques physiques sur les arrêts semble essentiellement s'inscrire dans une dynamique de court terme. Ainsi, au moment de l'enquête, l'exposition au risque physique s'avère responsable de 12,7 % des arrêts de travail prescrits. Relativement aux risques physiques, les risques psychosociaux semblent tenir un rôle plus important pour expliquer la consommation médicale, quel que soit le poste de dépenses. Environ 8,7 % des consultations sont attribuables à ce risque. Il est par ailleurs responsable quasiment du tiers des arrêts de travail (31,5 %) pris au cours de deux mois consécutifs. De plus, le risque psychosocial se révèle être en cause dans l'explication des recours à l'hôpital de 12,2 % des travailleurs ayant été hospitalisés au cours de l'année.

Cette étude souligne aussi l'importance de l'impact réel du travail sur les dépenses de l'Assurance maladie. En effet, à champ comparable, les recours reconnus par l'Assurance maladie comme étant attribuables au travail sont bien inférieurs à ceux que nous venons de déterminer ; avec l'indicateur d'existence de risques (I5), les conditions de travail ont pour conséquence : 10,2 % pour les consultations ; 34,1 % pour les arrêts de travail et 19,3 % pour les hospitalisations. Selon l'Echantillon permanent des assurés sociaux apparié à l'Enquête santé et protection sociale de l'Irdes (2002-2004), environ 4 à 5 % des consultations ambulatoires annuelles sont reconnues par l'Assurance maladie comme attribuables au travail, et 12 à 13 % des personnes arrêtées au moins une fois sur une durée de deux mois l'ont été à cause d'un accident ou d'une maladie professionnelle. Enfin, environ 2 à 3% des personnes hospitalisées au moins une fois dans l'année l'ont été, selon les enregistrements de l'Assurance maladie, à cause du travail. Nous trouvons donc un effet important de la minoration de la prise en compte des conditions de travail dans les dépenses de l'Assurance maladie.

Cette sous-estimation a donc comme conséquence un transfert des charges entre les ménages et les entreprises. La branche des accidents du travail devrait en effet rembourser ces dépenses et est uniquement financée par les cotisations patronales, alors que la branche maladie, financée par les ménages et les entreprises, l'est de plus en plus par les ménages. Dès lors, la compensation calculée par les prochains « Rapports Diricq » pourrait s'appuyer sur de telles analyses pour prendre en considération cette sous-estimation.

De plus, l'ensemble de ces résultats met en évidence l'intérêt de favoriser l'efficacité du système de prévention des risques professionnels et peut être utile à la réflexion sur les dispositifs de prévention des risques professionnels aujourd'hui en place et la construction de nouvelles mesures.

Tableau 1
Statistiques descriptives

	Effectifs			Consultation			Arrêt de travail			Hospitalisation		
	Ens.	H.	F.	Ens.	H.	F.	Ens.	H.	F.	Ens.	H.	F.
Age												
de 18 à 24ans	0,064	0,065	0,064	4,703	3,098	6,524	0,103	0,093	0,115	0,110	0,076	0,149
de 25 à 29 ans	0,107	0,106	0,108	5,269	3,521	7,190	0,119	0,100	0,139	0,128	0,072	0,190
de 30 à 34 ans	0,137	0,138	0,136	5,177	3,698	6,854	0,099	0,071	0,132	0,131	0,078	0,191
de 35 à 39 ans	0,156	0,151	0,161	4,867	3,728	6,061	0,078	0,069	0,088	0,115	0,087	0,144
de 40 à 44 ans	0,163	0,165	0,162	4,735	3,962	5,614	0,067	0,050	0,087	0,100	0,094	0,106
de 45 à 49 ans	0,150	0,144	0,156	5,073	4,063	6,107	0,073	0,063	0,083	0,101	0,103	0,100
de 50 à 54 ans	0,138	0,142	0,133	4,996	4,371	5,737	0,066	0,067	0,064	0,111	0,120	0,101
55 ans et plus	0,084	0,087	0,080	5,248	4,660	5,961	0,072	0,075	0,068	0,128	0,133	0,121
Emploi												
Périodes de chômage	0,295	0,301	0,289	5,245	4,115	6,553	0,090	0,084	0,097	0,123	0,108	0,140
Avoir un CDI	0,815	0,809	0,822	5,101	4,002	6,302	0,089	0,077	0,102	0,115	0,097	0,135
PCS												
Agriculteurs	0,026	0,033	0,018	3,702	3,379	4,364	0,013	0,015	0,010	0,086	0,074	0,111
Artisans, commerçants	0,048	0,066	0,028	4,146	3,541	5,718	0,016	0,020	0,006	0,118	0,101	0,160
Employés	0,273	0,118	0,444	5,842	4,512	6,237	0,095	0,093	0,096	0,129	0,119	0,132
Ouvriers	0,213	0,319	0,096	4,361	3,921	5,996	0,117	0,108	0,151	0,108	0,101	0,134
Prof. Intermédiaires	0,263	0,255	0,272	5,155	4,042	6,317	0,082	0,061	0,105	0,117	0,101	0,134
Cadres	0,177	0,208	0,142	4,674	3,644	6,358	0,048	0,037	0,067	0,098	0,069	0,147
Education												
Collège (ou moins)	0,169	0,164	0,175	4,938	4,181	5,730	0,092	0,085	0,099	0,112	0,111	0,113
Lycée	0,477	0,505	0,446	4,949	3,998	6,147	0,089	0,083	0,097	0,117	0,105	0,133
Supérieur	0,354	0,331	0,380	5,103	3,674	6,489	0,068	0,044	0,091	0,111	0,073	0,148
Quartile de revenu (UC)												
1 ^{er} quartile	0,250	0,262	0,237	4,912	4,016	6,012	0,084	0,078	0,092	0,117	0,105	0,133
2 ^{ème} quartile	0,250	0,247	0,253	4,863	3,730	6,094	0,098	0,092	0,103	0,116	0,094	0,140
3 ^{ème} quartile	0,250	0,240	0,261	5,261	4,086	6,462	0,085	0,066	0,104	0,111	0,096	0,126
4 ^{ème} quartile	0,250	0,251	0,248	4,970	3,850	6,229	0,062	0,046	0,081	0,113	0,088	0,141
Secteur de production												
Education	0,086	0,051	0,124	6,091	4,284	6,925	0,085	0,058	0,097	0,131	0,102	0,145
Commerce	0,131	0,129	0,133	4,745	3,827	5,735	0,064	0,061	0,067	0,115	0,100	0,132
Construction	0,061	0,102	0,015	3,963	3,663	6,244	0,077	0,075	0,085	0,104	0,100	0,134
Transports	0,061	0,086	0,033	4,652	4,025	6,443	0,104	0,084	0,158	0,115	0,105	0,142
Adm. Publique	0,114	0,109	0,119	5,655	4,512	6,815	0,107	0,086	0,128	0,122	0,104	0,141
Indus. manufacturière	0,177	0,236	0,111	4,649	4,091	5,969	0,095	0,090	0,107	0,107	0,102	0,120
Autre	0,371	0,287	0,464	5,036	3,595	6,027	0,072	0,049	0,087	0,113	0,080	0,135
Secteur d'activité												
Secteur public	0,296	0,237	0,361	5,567	4,312	6,483	0,098	0,081	0,111	0,126	0,105	0,142
Secteur privé	0,609	0,641	0,573	4,945	3,919	6,221	0,086	0,077	0,098	0,111	0,095	0,131
indépendant	0,101	0,126	0,072	3,748	3,172	4,859	0,013	0,016	0,008	0,097	0,084	0,123
Zone géographique												
Ile de France	0,152	0,145	0,160	4,744	3,569	5,930	0,069	0,057	0,082	0,095	0,067	0,123
Bassin parisien	0,308	0,311	0,305	5,063	4,107	6,148	0,089	0,073	0,106	0,112	0,097	0,130
Nord	0,094	0,099	0,089	5,608	4,452	7,039	0,087	0,070	0,109	0,103	0,104	0,100
Est	0,075	0,076	0,074	5,150	3,775	6,733	0,101	0,084	0,121	0,113	0,069	0,163
Ouest	0,111	0,110	0,112	4,892	3,667	6,232	0,083	0,075	0,093	0,135	0,113	0,158
Sud-ouest	0,077	0,080	0,075	5,155	4,134	6,367	0,074	0,078	0,068	0,133	0,103	0,169
Centre est	0,083	0,084	0,083	4,315	3,268	5,502	0,073	0,059	0,088	0,095	0,082	0,111
Méditerranée	0,099	0,095	0,103	5,092	4,105	6,106	0,076	0,071	0,081	0,141	0,134	0,148
Total				5,001	3,921	6,203	0,082	0,076	0,095	0,114	0,010	0,135
Nb d'individus	11572	6095	5477									

Tableau 2
Conditions de travail et dépenses de santé

	Effectifs			Consultation			Arrêt de travail			Hospitalisation		
	Ens.	H.	F.	Ens.	H.	F.	Ens.	H.	F.	Ens.	H.	F.
Indicateurs synthétiques du risque												
Risque physique actuel (T1)	4185	2761	1424	4,820	4,051	6,310	0,105	0,092	0,132	0,117	0,099	0,152
Risque physique passé (T2)	4095	2780	1315	4,974	4,331	6,335	0,087	0,078	0,105	0,123	0,112	0,148
Risque psychosocial actuel (T3)	5495	2841	2654	5,497	4,357	6,718	0,106	0,089	0,125	0,127	0,106	0,151
Indicateurs d'existence des risques												
Risques actuels psycho- social ou physique (T4)	7156	4030	3126	5,184	4,124	6,551	0,100	0,084	0,122	0,123	0,103	0,149
Risques actuels ou risque physique passé (T5)	7981	4545	3436	5,136	4,097	6,511	0,096	0,080	0,117	0,122	0,103	0,146
Indicateurs de cumul des risques												
Cumul des risques actuels (T6)	2524	1572	952	5,261	4,417	6,655	0,122	0,107	0,146	0,122	0,102	0,157
Cumul des risques actuels et du risque physique passé (T7)	1604	1094	510	5,326	4,719	6,627	0,106	0,096	0,127	0,126	0,113	0,153
Total				5,001	3,921	6,203	0,082	0,076	0,095	0,114	0,1010	0,135
Nb d'individus	11572	6095	5477									

Tableau 3
Mesure de l'influence des conditions de travail sur les consommations ambulatoires

	Hommes						Femmes						Ensemble					
	M. naïve		M. par appariement		M. naïve		M. par appariement		M. naïve		M. par appariement		M. naïve		M. par appariement			
	Effet moy.	IC Inf. Sup.	IC Inf. Sup.	IC Inf. Sup.	Effet moy.	IC Inf. Sup.	IC Inf. Sup.	IC Inf. Sup.	Effet moy.	IC Inf. Sup.	IC Inf. Sup.	IC Inf. Sup.	Effet moy.	IC Inf. Sup.	IC Inf. Sup.			
Effet moyen de l'exposition aux risques sur la population exposée																		
T1	0,356	0,100	0,613	0,285	-0,080	0,650	0,390	0,042	0,738	0,482	0,014	0,824	0,368	0,161	0,574	0,352	0,063	0,641
T2	0,649	0,358	0,939	0,655	0,364	0,947	0,492	0,148	0,835	0,511	0,013	0,890	0,598	0,372	0,824	0,609	0,355	0,863
T3	0,807	0,478	1,136	0,796	0,574	1,019	0,991	0,620	1,362	1,027	0,745	1,309	0,896	0,649	1,143	0,908	0,729	1,086
T4	0,676	0,368	0,984	0,659	0,382	0,935	0,872	0,515	1,229	0,894	0,630	1,157	0,762	0,528	0,995	0,761	0,568	0,955
T5	0,715	0,388	1,042	0,586	0,223	0,949	0,914	0,545	1,283	0,910	0,058	1,240	0,801	0,556	1,045	0,726	0,305	1,147
T6	1,010	0,310	2,159	0,984	0,650	1,318	0,987	0,495	1,478	1,061	0,565	1,558	1,001	0,528	1,475	1,013	0,733	1,293
T7	1,300	0,732	1,873	1,027	0,448	2,348	1,163	0,552	1,774	1,331	0,674	1,988	1,256	0,823	1,690	1,124	0,677	1,571
Part de la dépense attribuable pour chaque risque dans la dépense totale																		
T1	4,22	1,18	7,25	3,37	1,82	4,93	1,66	0,18	3,13	2,05	0,06	4,04	2,71	1,19	4,23	2,59	1,26	3,93
T2	7,73	6,59	8,87	7,81	6,67	8,96	1,93	0,58	3,28	2,00	0,05	3,95	4,31	3,39	5,23	4,39	1,86	6,92
T3	9,83	7,23	12,44	9,70	7,94	11,46	7,85	4,91	10,78	8,13	5,90	10,36	8,66	6,62	10,70	8,77	5,65	11,90
T4	11,68	8,81	14,56	11,39	8,81	13,97	8,13	4,80	11,46	8,33	5,87	10,79	9,59	7,30	11,88	9,58	6,59	12,57
T5	13,94	10,59	17,28	11,43	7,71	15,14	9,36	5,58	13,14	9,33	0,59	18,06	11,24	8,62	13,86	10,19	6,95	13,43
T6	6,81	4,82	8,79	6,63	5,68	7,58	2,80	1,41	4,20	3,01	1,60	4,42	4,44	3,29	5,60	4,50	-0,60	9,60
T7	6,10	5,24	6,96	4,82	3,94	5,70	1,77	0,84	2,70	2,02	1,02	3,02	3,54	2,89	4,20	3,17	-4,65	10,99

Tableau 4
Mesure de l'influence des conditions de travail sur les arrêts de travail

	Hommes												Femmes												Ensemble			
	M. naïve				M. par appariement				M. naïve				M. par appariement				M. naïve				M. par appariement							
	Effet moy.	IC Inf.	IC Sup.		Effet moy.	IC Inf.	IC Sup.		Effet moy.	IC Inf.	IC Sup.		Effet moy.	IC Inf.	IC Sup.		Effet moy.	IC Inf.	IC Sup.		Effet moy.	IC Inf.	IC Sup.		Effet moy.	IC Inf.	IC Sup.	
Effet moyen de l'exposition aux risques sur la population exposée																												
T1	0,016	-0,005	0,037	0,004	0,022	0,004	0,040	0,043	0,007	0,079	0,032	0,069	0,021	0,008	0,033	0,069	0,021	0,007	0,043	0,017	0,043	0,015	0,044	0,001	0,001	0,015	0,044	
T2	-0,001	-0,018	0,015	-0,022	-0,007	0,015	0,008	0,011	-0,010	0,032	0,032	0,012	-0,008	0,033	0,004	0,004	-0,008	-0,009	0,017	0,017	0,001	-0,011	0,013	0,001	0,001	-0,011	0,013	
T3	0,029	0,002	0,056	0,015	0,029	0,044	0,056	0,056	0,014	0,099	0,073	0,056	0,040	0,073	0,045	0,045	0,040	0,018	0,072	0,072	0,045	0,034	0,057	0,045	0,045	0,034	0,057	
T4	0,025	0,000	0,051	0,010	0,028	0,046	0,046	0,032	0,015	0,047	0,058	0,038	0,018	0,058	0,029	0,029	0,018	0,014	0,044	0,044	0,033	0,020	0,046	0,033	0,033	0,020	0,046	
T5	0,019	-0,004	0,031	-0,003	0,019	0,041	0,041	0,054	0,012	0,095	0,072	0,055	0,039	0,072	0,036	0,036	0,039	0,013	0,060	0,060	0,037	0,023	0,051	0,037	0,037	0,023	0,051	
T6	0,041	0,003	0,079	0,019	0,042	0,064	0,064	0,082	0,028	0,136	0,107	0,080	0,052	0,107	0,059	0,059	0,052	0,027	0,091	0,091	0,058	0,041	0,076	0,058	0,058	0,041	0,076	
T7	0,034	-0,003	0,072	-0,008	0,026	0,059	0,059	0,043	0,005	0,080	0,130	0,074	0,018	0,130	0,038	0,038	0,018	0,011	0,065	0,065	0,046	0,015	0,076	0,046	0,046	0,015	0,076	
Part de la dépense attribuable pour chaque risque dans la dépense totale																												
T1	9,58	-3,15	22,31	8,42	13,37	8,42	18,32	11,59	1,93	21,24	12,27	4,69	5,64	18,53	10,66	10,66	5,64	2,82	18,50	18,50	12,68	8,52	16,83	12,68	12,68	8,52	16,83	
T2	-0,85	-7,13	5,44	-10,2	-4,39	1,43	1,43	4,21	-3,86	12,27	12,56	4,69	-3,17	12,56	1,87	1,87	-3,17	-3,35	7,10	7,10	0,50	-2,31	3,31	0,50	0,50	-2,31	3,31	
T3	17,95	-2,47	38,36	7,43	18,32	29,21	29,21	42,79	10,59	74,99	55,37	42,77	30,16	55,37	31,32	31,32	30,16	11,59	51,05	51,05	31,48	20,86	42,11	31,48	31,48	20,86	42,11	
T4	22,53	2,39	42,67	10,75	24,99	39,23	39,23	25,74	11,73	39,75	45,74	29,87	14,00	45,74	24,26	24,26	14,00	12,29	36,23	36,23	27,62	21,17	34,06	27,62	27,62	21,17	34,06	
T5	19,17	-0,69	39,03	0,42	19,14	37,87	37,87	45,75	10,48	81,01	60,95	46,94	32,93	60,95	33,48	33,48	32,93	12,40	54,57	54,57	34,11	22,76	45,46	34,11	34,11	22,76	45,46	
T6	14,19	5,24	23,14	9,17	14,39	19,61	19,61	19,24	6,52	31,97	25,26	18,76	12,26	25,26	16,91	16,91	12,26	8,91	24,91	24,91	16,74	12,43	21,05	16,74	16,74	12,43	21,05	
T7	8,29	2,67	13,90	1,17	6,16	11,14	11,14	6,34	0,77	11,91	19,29	11,00	2,70	19,29	7,24	7,24	2,70	3,27	11,20	11,20	8,76	6,63	10,90	8,76	8,76	6,63	10,90	

Tableau 5
Mesure de l'influence des conditions de travail sur les hospitalisations

	Hommes						Femmes						Ensemble					
	M. naïve		M. par appariement		M. naïve		M. par appariement		M. naïve		M. par appariement		M. naïve		M. par appariement			
	Effet moy.	IC Inf. Sup.	Effet moy.	IC Inf. Sup.	Effet moy.	IC Inf. Sup.	Effet moy.	IC Inf. Sup.	Effet moy.	IC Inf. Sup.	Effet moy.	IC Inf. Sup.	Effet moy.	IC Inf. Sup.	Effet moy.	IC Inf. Sup.		
Effet moyen de l'exposition aux risques sur la population exposée																		
T1	-0,002	-0,021	0,016	0,023	-0,004	-0,031	0,023	0,024	0,000	0,049	0,023	0,000	0,046	0,007	-0,008	0,022	0,005	
T2	0,016	-0,002	0,034	0,030	0,012	-0,006	0,030	0,026	0,002	0,050	0,024	0,000	0,048	0,020	0,006	0,035	0,017	
T3	0,017	0,000	0,033	0,003	0,017	0,001	0,003	0,029	0,008	0,051	0,029	0,010	0,048	0,024	0,010	0,038	0,024	
T4	0,018	-0,001	0,018	0,038	0,022	0,005	0,038	0,033	0,011	0,056	0,032	0,012	0,051	0,026	0,011	0,040	0,027	
T5	0,022	0,001	0,043	0,043	0,030	0,009	0,052	0,030	0,007	0,052	0,028	0,008	0,048	0,026	0,011	0,041	0,029	
T6	0,016	-0,009	0,040	0,044	0,019	-0,005	0,044	0,038	0,006	0,071	0,035	0,006	0,064	0,026	0,006	0,046	0,026	
T7	0,035	0,001	0,069	0,065	0,032	-0,001	0,065	0,027	-0,011	0,645	0,054	0,002	0,106	0,031	0,057	0,041	0,045	
Part de la dépense attribuable pour chaque risque dans la dépense totale																		
T1	-1,11	-9,84	7,61	2,94	-2,07	-7,09	2,94	4,49	-0,04	9,02	4,30	0,03	8,57	2,05	-2,53	6,63	1,52	
T2	7,44	2,66	12,21	10,29	5,63	0,98	10,29	6,90	0,64	13,15	6,21	-0,12	12,55	7,13	3,03	11,23	5,96	
T3	7,94	-0,78	16,66	16,62	8,12	-0,39	16,62	15,44	4,17	26,71	15,24	5,21	25,28	12,18	4,77	19,58	12,14	
T4	12,11	1,95	22,27	23,91	14,67	5,42	23,91	18,19	5,75	30,63	17,39	6,76	28,02	15,55	7,24	23,85	16,21	
T5	17,11	4,80	29,42	35,84	23,28	10,72	35,84	17,29	4,23	30,35	16,29	4,62	27,95	17,21	8,09	26,33	19,33	
T6	4,23	0,27	8,20	9,08	5,17	1,26	9,08	6,20	0,96	11,44	5,68	0,92	10,44	5,34	1,91	8,77	5,46	
T7	6,42	2,92	9,91	9,29	5,89	2,49	9,29	2,71	-1,17	6,59	5,54	0,25	10,82	4,32	1,65	6,99	5,69	
																		7,20

Bibliographie

- Afsa C. et Givord P. (2009) : Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie, *Economie et Prévision*, n°187.
- Béjean S. and Sultan-Taïeb H. (2005): Modelling the economic burden of diseases imputable to stress at work, *European Journal of Health Economics*, 6, pp 16-23.
- Béland F., Birch S., Stoddart GL. (2003): Unemployment and Health: Contextual Level Influences on the Production of Health in Populations, *Social Science and Medicine*, 55(11), pp. 2033-2052.
- Bosma H., Peter R., Siegrist J. and Marmot M. (1998): Two alternative job stress models and the risk of coronary heart disease, *American Journal Of Public Health*, 88-1, pp. 68-74.
- Brodaty T., Crépon B. et Fougère D. (2007) : Les méthodes microéconométriques d'évaluation et leurs application aux politiques actives de l'emploi, *Economie et Prévision*, 177.
- Caliendo M. and Kopeinig S. (2008): Some practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching, *Journal of Economic Surveys*, 22- 1, pp. 31-72.
- Debrand T. et Lengagne P. (2007) : Pénibilité du travail et santé des seniors en Europe, *Economie et Statistiques*.
- Debrand T. et Sirven N. (2009) : Quelles sont les motivations des départs à la retraite en Europe : situation personnelle, familiale, professionnelle ou rôle de la protection sociale ?, Document de travail, Irdes.
- Diricq N. (2008) : Rapport de la commission instituée par l'article L.175-2du Code de la Sécurité sociale, La documentation française.
- Dorman P. (2000) : The Economics of Safety, Health, and Well-being at Work: an Overview, InFocus Program on SafeWork, International Labour Organisation, The Evergreen State College.
- Dorman P. and Hagstrom P. (2007): Wage Compensation for Dangerous Work Revisited, *Industrial and Labor Relations Review*, 55-2, pp 262-285.
- Eijkemans G. (2003) : Le Programme de santé au travail au siège de l'OMS, Letter of the global occupational health network, n°3.
- Givord P (2010) : Méthodes économétriques pour l'évaluation des politiques publiques, Document de travail INSEE, G2010/08.
- Gollac M. et Volkoff S. (2000) : Les conditions de travail, Paris, Éditions La Découverte, Collection Repères, 121p.
- Heckman J.J, Ichimura H. and Todd P. (1998): Matching as an economic evaluation estimator, *Review of Economic Studies*, 65(2), pp. 261-294.
- Heckman J.J, Ichimura H. and Todd P.E. (1998): Matching As An Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme, *Review of Economic Studies*, 65, 261-294.
- Karasek R. and Theorell T. (1991): Healthy work: stress, productivity, and the reconstruction of working life, Basic Books, New York.
- Lasfargues G. (2005) : Départs en retraite et travaux pénibles, l'usage des connaissances scientifiques sur le travail et ses risques à long terme pour la santé, Centre d'Etudes de l'Emploi, Rapport de Recherche, n°19.
- Ostry AS., Kelly P., Dermers PA., Mustard C. and Hertzman C. (2003), A comparison between the effort-reward imbalance and demand-control models, *BMC Public Health*, 3, pp.10-27.

- Rosenbaum PR. and Rubin DB. (1983): The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects, *Biometrika*, 70, 1, 41-55.
- Rubin DB. (1977): Assignment to a Treatment Group on the Basis of a Covariate, *Journal of Educational Statistics*, 2, pp. 1-26.
- Rubin DB. (1974): Estimating Causal Effects of Treatments in Randomised and Non-Randomised Studies, *Journal of Educational Psychology*, 66, pp. 688-701.
- Siegrist J. (1996): Adverse health effects of high-effort/low-reward conditions, *Journal of occupational Health Psychology*; 1, 27-41.
- Stansfeld SA., Fuhrer R., Shipley MJ. and Marmot MG. (1999): Work characteristics predict psychiatric disorder: prospective results from the Whitehall II study, *Occupational and environmental medicine*, 56-5, 302-307.
- Waltisperger D. (2004) : Le travail est rendu responsable d'un problème de santé sur cinq, *Premières Informations et Premières Synthèses*, N° 19.1.
- Waltisperger D. (2008) : Pénibilité du travail et sortie précoce de l'emploi, *Premières Informations et Premières Synthèses*, N° 03.1.

Documents de travail de l'Irdes

- **Social Capital and Health of Olders Europeans From Reverse Causality to Health Inequalities/** Sirven N., Debrand T.
Document de travail Irdes n° 40, février 2011.
- **Arrêts maladie : comprendre les disparités départementales/** Ben Halima M.A., Debrand T., Regaert C.
Document de travail Irdes n° 39, février 2011.
- **Disability and Social Security Reforms: The French Case/** Behaghel L., Blanchet D., Debrand T., Roger M.
Document de travail Irdes n° 38, février 2011.
- **Disparities in Regular Health Care Utilisation in Europe/** Sirven N., Or Z.
Document de travail Irdes n° 37, décembre 2010.
- **Le recours à l'Aide complémentaire santé : les enseignements d'une expérimentation sociale à Lille/** Guthmuller S., Jusot F., Wittwer J., Després C.
Document de travail Irdes n° 36, décembre 2010.
- **Subscribing to Supplemental Health Insurance in France: A Dynamic Analysis of Adverse Selection/** Franc C., Perronnin M., Pierre A.
Document de travail Irdes n° 35, décembre 2010.
- **Out-of-Pocket Maximum Rules under a Compulsory Health Care Insurance Scheme: A Choice between Equality and Equity/** Debrand T., Sorasith C.
Document de travail Irdes n° 34, novembre 2010.
- **Effort or Circumstances: Does the Correlation Matter for Inequality of Opportunity in Health?/** Jusot F., Tubeuf S., Trannoy A.
Document de travail Irdes n° 33, juillet 2010.
- **Bouclier sanitaire : choisir entre égalité et équité ? Une analyse à partir du modèle ARAMMIS/** Debrand T., Sorasith C.
Document de travail Irdes n° 32, juin 2010.
- **Monitoring Health Inequalities in France: A Short Tool for Routine Health Survey to Account for LifeLong Adverse Experiences/** Cambois E. (Ined), Jusot F. (Université Paris-Dauphine, Leda-Legos, Ined, Irdes)
Document de travail Irdes n° 30, mars 2010.
- **Effect of a French Experiment of Team Work between General Practitioners and Nurses on Efficacy and Cost of Type 2 Diabetes Patients Care/** Mousquès J. (Irdes, Prospere), Bourgueil Y. (Irdes, Prospere), Le Fur P. (Irdes, Prospere), Yilmaz E. (Drees)
Document de travail IRDES n° 29, January 2010.
- **What are the Motivations of Pathways to Retirement in Europe: Individual, Familial, Professional Situation or Social Protection Systems?/** Debrand T. (Irdes), Sirven N. (Irdes)
Document de travail Irdes n° 28, octobre 2009.
- **Are Health Problems Systemic? Politics of Access and Choice under Beveridge and Bismarck Systems/** Or Z. (Irdes), Cases C. (Irdes), Lisac M. (Bertelsmann Stiftung), Vrangbaek K. (University of Copenhagen), Winblad U. (Uppsala University), Bevan G. (London School of Economics)
Document de travail Irdes n° 27, septembre 2009.
- **Quelles sont les motivations des départs à la retraite en Europe : situation personnelle, familiale, professionnelle, ou rôle de la protection sociale ?/** Debrand T., Sirven N.
Document de travail Irdes n° 26, juin 2009.
- **Les écarts des coûts hospitaliers sont-ils justifiables ? Réflexions sur une convergence tarifaire entre les secteurs public et privé en France/** Or Z., Renaud T., Com-Ruelle L.
Document de travail Irdes n° 25, mai 2009.
- **Income and the Demand for Complementary Health Insurance in France/** Grignon M., Kambia-Chopin B.
Document de travail Irdes n° 24, avril 2009.
- **Principes et enjeux de la tarification à l'activité à l'hôpital (T2A). Enseignements de la théorie économique et des expériences étrangères/** Or Z., Renaud T.
Document de travail Irdes n° 23, mars 2009.

Autres publications de l'Irdes

Rapports

- **L'asthme en France en 2006 : prévalence, contrôle et déterminants/** Afrite A., Allonier C., Com-Ruelle L., Le-Guen N.
Rapport Irdes, Janvier 2011, 118 pages. Prix : 26 €.
- **Dotations des secteurs psychiatriques en perspective avec le recours à la médecine générale et à la psychiatrie libérales d'Île-de-France/** Coldefy M., Le Fur P., Lucas-Gabrielli V., Mousquès J. Avec la collaboration de Perronnin M., Chevalier J., Leroux I.
Rapport Irdes, novembre 2010, 182 pages. Prix : 30 €.
- **Enquête sur la santé et la protection sociale 2008/** Allonier C., Dourgnon P., Rochereau T.
Rapport Irdes, juin 2010, 154 pages. Prix : 30 €.

Questions d'économie de la santé

- **La complémentaire santé en France en 2008 : une large diffusion mais des inégalités d'accès/** Perronnin M., Pierre A., Rochereau T.
Questions d'économie de la santé Irdes n° 161, janvier 2011.
- **La santé des seniors en emploi : résultats de l'enquête européenne SHARE 2008/** Lenormand M.-C., Sermet C., Sirven N.
Questions d'économie de la santé Irdes n° 160, décembre 2010.
- **Apports du modèle de microsimulation Arammis : une analyse des effets redistributifs du plafonnement des restes à charge en ambulatoire/** Debrand T., Sorasith C.
Questions d'économie de la santé Irdes n° 159, novembre 2010.

L'influence des conditions de travail sur les dépenses de santé

Thierry Debrand (Irdes)

L'objectif de cette étude est d'estimer l'impact de certaines conditions de travail sur des indicateurs de dépenses de santé et de mesurer l'effet agrégé sur les dépenses de santé de la collectivité. Notre analyse empirique repose sur un échantillon de salariés âgés de 18 à 65 ans ; ces données sont issues de l'enquête Santé 2002-2003. Nous utilisons trois indicateurs des dépenses de santé : le nombre de recours aux médecins généraliste ou spécialiste au cours des douze derniers mois, la prise d'arrêts de travail sur une période de deux mois consécutifs, le recours à l'hôpital au cours des douze derniers mois. Nous estimons nos effets à l'aide de deux méthodes différentes : une méthode « naïve » et une méthode par appariement.

Nos résultats confirment que les conditions de travail semblent bien être à l'origine d'un accroissement des dépenses de santé. Les trois formes de pénibilités retenues (pénibilité physique actuelle, pénibilité physique passée et risques psychosociaux) induisent des modifications dans la consommation ambulatoire, dans la prise d'arrêts de travail et dans les hospitalisations. De plus, nous mettons aussi en évidence un effet supplémentaire du cumul des risques professionnels sur les dépenses de santé. Ainsi, selon la méthode d'estimation retenue, les individus soumis au cumul des trois risques étudiés ont entre 22,4 % et 25,1% de consultations en plus relativement aux salariés sans exposition, entre 46,3 % et 56,1% d'arrêts de travail en plus et entre 27,2 % et 35,9 % d'hospitalisation en plus.

The Impact of Difficult Working Conditions on Health Expenditures

Thierry Debrand (Irdes)

The aim of this study is to estimate the impact of certain difficult working conditions on health expenditure indicators and to measure the aggregated effect on public health expenditures. The empirical analysis is based on a sample of employees aged from 18 to 65 using data from the 2002-2003 French Health survey. Three health expenditure indicators are retained: the number of GP or specialist consultations over the last twelve months, prescribed sick leave over two consecutive months and hospitalisations over the last twelve months. Impacts are estimated using two different methods: the intuitive estimation method and the matching method.

Results clearly confirm that difficult working conditions have a direct impact on increased health expenditures. The three attributes describing difficult working conditions (current physical risk, past physical risk and psychosocial risk) cause modifications in ambulatory care consumption, sick leave and hospitalisations. Results also reveal an additional impact on health expenditure induced by the cumulative exposure to occupational risks. According to the estimation methods retained, individuals subject to exposure to the three occupational risks studied record 22.4% to 25.1% more GP or specialist consultations than employees without exposure to risk, 46.3% to 56.1% more sick leave and 27.2% to 35.9% more hospitalisations.