

Le poids imputable à l'exposition au stress au travail en termes économiques et de santé publique : enjeux et écueils méthodologiques

Hélène Sultan-Taïeb (*), Isabelle Niedhammer(**)

L'estimation de l'effet du stress au travail sur le nombre de cas de pathologies (morbidité et mortalité) et les coûts économiques associés constitue un réel enjeu de santé publique. Pourtant les études qui portent sur ce sujet sont peu nombreuses dans la littérature. L'objectif de l'article est de souligner l'intérêt d'un tel chiffrage, de présenter brièvement une méthode d'estimation envisageable, celle des fractions attribuables, et les difficultés méthodologiques qui lui sont associées. Cette méthode utilise des données épidémiologiques de risque relatif associé à un facteur de risque donné, et de prévalence d'exposition à ce facteur. Les difficultés méthodologiques soulevées par l'utilisation de cette méthode soulignent la nécessité de disposer de données épidémiologiques robustes et cohérentes issues d'études étiologiques prospectives sur des échantillons de grande taille. Les résultats obtenus par l'estimation du poids du stress au travail constituent une aide à la décision pour un usage éclairé des ressources disponibles pour la prévention.

L'intensité du travail a fortement augmenté en France au cours des années 1990 et au début des années 2000 (PARENT-THIRION *et al.*, 2007; GOLLAC, VOLKOFF, 2006; ASKENAZY, 2005; VOLKOFF, 2008), phénomène potentiellement vecteur d'une hausse de l'exposition aux risques psychosociaux au travail (RPS). Parmi les différents modèles de risques psychosociaux, comme les violences au travail, l'injustice organisationnelle⁽¹⁾, l'insécurité du travail, la précarité de l'emploi par exemple, le *stress* au travail selon les modèles de KARASEK (1998) et de SIEGRIST (2004) joue un rôle majeur à la fois comme élément des conditions de travail et comme objet d'étude dans la littérature scientifique (NIEDHAMMER, 2011). Des données sont disponibles en France sur l'exposition au *stress* au travail selon le modèle de Karasek qui définit le *job strain* (ou tension au travail) comme la combinaison d'une forte demande psychologique (quantité et complexité des tâches, contraintes temporelles) et d'une faible latitude décisionnelle au travail, sachant que cette dernière fait appel à la fois à l'autonomie décisionnelle et à l'utilisation des compétences (KARASEK, 1979; KARASEK, THEORELL 1990) (voir

encadré 1). Ces résultats sont issus de l'enquête SUMER 2003 (Surveillance médicale des risques professionnels, voir encadré 2), enquête nationale représentative de la population salariée (GUIGNON, 2001). Ils font état d'une prévalence d'exposition au *job strain* selon le modèle de Karasek nettement plus élevée pour les femmes que pour les hommes (respectivement 28,2 % et 19,6 %). L'analyse des expositions par profession traduit un fort gradient socioprofessionnel, les professions les moins qualifiées (employés administratifs, ouvriers qualifiés et non qualifiés) ayant un taux d'exposition significativement plus élevé que les autres professions (NIEDHAMMER *et al.*, 2007; NIEDHAMMER *et al.*, 2008; NIEDHAMMER *et al.*, 2006).

La mesure de l'exposition au *stress* au travail constitue un réel enjeu de santé publique car le lien entre cette exposition et des atteintes à la santé a été établi pour plusieurs pathologies dans la littérature épidémiologique. Ainsi on note une convergence des études qui mesurent l'association entre *stress* au travail selon le modèle de Karasek et les maladies cardio-vasculaires (KIVIMAKI *et al.*, 2006; BELKIC *et al.*, 2004; DE LANGE *et al.*, 2003), le syndrome anxio-dépressif (STANSFELD, CANDY 2006; BONDE 2008), et, de façon moins univoque, certaines localisations de troubles musculo-squelettiques (TMS) (BONGERS, 2002, 2006). Cependant, peu d'études portent sur la mesure du poids du *stress* au travail : un faible nombre évalue les effets du *stress* au travail en termes de santé publique (morbidité et mortalité) et en termes économiques, telles celles de RAMACCIOTTI et PERRIARD (2001) en Suisse, LEVI et LUNDE-JENSEN (1996) en Suède, Norvège

(*) Centre de recherche interdisciplinaire sur la biologie, la santé, la société et l'environnement (CINBIOSE), université du Québec à Montréal (UQAM), Montréal; université de Bourgogne, Laboratoire d'économie et gestion (UMR CNRS 5118), Dijon; helene.sultan-taieb@inspq.qc.ca

(**) INSERM, U1018, Centre de recherche en épidémiologie et santé des populations (CESP), Villejuif; isabelle.niedhammer@inserm.fr

(1) Voir l'article de Ruth Ndjaboué, Chantal Brisson et Michel Vézina dans le numéro pour une présentation.

et Danemark, et BÉJEAN et SULTAN-TAIEB (2005) en France.

L'objectif de cet article est de souligner l'intérêt d'un tel chiffrage, de présenter brièvement une méthode d'estimation envisageable, celle des fractions attribuables, et les difficultés méthodologiques qui lui sont associées.

Une démarche d'estimation dans un contexte de réformes en France

Estimer le nombre de cas de pathologies imputables au *stress* au travail est une façon d'approcher le poids social associé à ce facteur de risque en termes

de morbidité et de mortalité, et potentiellement, lorsque les données sont disponibles, d'examiner les inégalités sociales de santé liées à cette exposition. En effet, la littérature montre que le gradient social observé dans l'association entre situation socio-économique et état de santé peut être attribué à des différences d'exposition aux risques psychosociaux au travail notamment (ALDABE *et al.*, 2011). Ces résultats, observés en Europe globalement et dans un certain nombre de pays européens, ont été confirmés par de rares travaux sur la population au travail en France; les expositions professionnelles, dont les facteurs psychosociaux au travail, expliqueraient entre 24 % et 58 % des inégalités sociales de santé et entre 31 % et 74 % des inégalités sociales de mortalité (NIEDHAMMER *et al.*, 2008; NIEDHAMMER

Encadré 1

Le modèle de Karasek

Le questionnaire de Karasek est le principal instrument d'évaluation des facteurs psychosociaux au travail. Le modèle élaboré par Karasek comporte deux principales dimensions : la demande psychologique et la latitude décisionnelle. La demande psychologique porte sur des aspects aussi bien quantitatifs que qualitatifs de la charge psychologique de travail. La latitude décisionnelle comporte deux sous-dimensions, l'utilisation des compétences et l'autonomie décisionnelle; elles se définissent par la possibilité d'utiliser et de développer ses compétences et qualifications pour la première, et par la marge de manœuvre dans la manière de faire son travail et de prendre part aux décisions qui s'y rattachent pour la seconde. Selon Karasek, la combinaison d'une forte demande psychologique et d'une faible latitude décisionnelle (*job strain*) constitue une situation à risque pour la santé. Le questionnaire recommandé dérivé du modèle de Karasek comporte dix-huit *items* pour mesurer ces deux dimensions : neuf *items* pour la demande psychologique, et neuf autres pour la latitude décisionnelle (six pour l'utilisation des compétences et trois pour l'autonomie décisionnelle). Les réponses à ces *items* sont présentées à l'aide d'une échelle de type Likert : « Pas du tout d'accord », « pas d'accord », « d'accord », et « tout à fait d'accord ». Les *items* de demande psychologique et de latitude décisionnelle sont agrégés de manière à constituer des scores, qui sont ensuite dichotomisés à la médiane de l'échantillon d'étude pour construire la variable du *job strain* (forte demande et faible latitude).

Encadré 2

L'enquête nationale SUMER 2003

L'enquête SUMER est une enquête nationale transversale périodique menée conjointement par la Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques (Dares) et la Direction générale du travail (qui abrite les services de l'inspection médicale du travail) en collaboration avec un réseau de médecins inspecteurs régionaux du travail et de médecins du travail volontaires. Son principal objectif est de dresser une cartographie des expositions professionnelles pour la population salariée française. Le champ couvert par l'enquête en 2003 porte sur l'ensemble des salariés du régime général et du régime agricole ainsi que ceux des hôpitaux publics, d'EDF-GDF, de La Poste, de la SNCF, et d'Air France. Sont donc exclus certains secteurs, principalement les administrations publiques (à l'exception des hôpitaux), ainsi que les mines, les compagnies de transports maritimes et urbains, et France Télécom.

Le protocole prévoyait que les médecins du travail volontaires devaient tirer au sort les personnes à enquêter parmi les salariés vus en visite périodique de médecine du travail. Pour chaque salarié tiré au sort, le médecin du travail devait remplir le questionnaire principal de l'enquête, et, à un salarié sur deux, devait être proposé de surcroît un questionnaire auto-administré à remplir avant la visite médicale, puis remis au médecin. Les deux questionnaires étaient renseignés de manière anonyme, mais un numéro identique inscrit sur le questionnaire principal et l'autoquestionnaire permettait de relier, pour l'exploitation statistique, les informations relatives à un même salarié. Seul le médecin conservait la liste des salariés interrogés ainsi que leurs coordonnées pour le suivi de l'enquête. Cette enquête a reçu l'accord de la Commission nationale de l'informatique et des libertés (CNIL). Le questionnaire issu du modèle de Karasek était dans la partie auto-administrée de l'enquête. L'échantillon total de l'enquête SUMER comprenait 49 984 salariés. L'autoquestionnaire a été proposé à 25 380 d'entre eux. Parmi eux, 24 486 ont accepté d'y répondre, 14 241 hommes et 10 245 femmes, soit un taux global de participation de 96,5 %.

L'enquête SUMER a été conduite à nouveau en 2010, les résultats n'ont pas encore fait l'objet d'exploitations détaillées.

et al., 2011). Il semble toutefois que les facteurs professionnels pourraient jouer de manière un peu différente selon le genre, la profession et la variable de santé étudiés. Par exemple, les expositions professionnelles classiques (physico-chimiques) pourraient avoir un rôle explicatif plus important sur les différences de santé entre ouvriers et cadres et les facteurs psychosociaux un rôle plus important sur les différences entre les employés et les cadres (NIEDHAMMER *et al.*, 2008).

Le chiffrage des cas de pathologies imputables au *stress* professionnel est aussi un moyen d'estimer le poids économique associé au facteur de risque en termes de dépenses de santé assumées par le système de protection sociale (assurance-maladie, branche accidents du travail maladies professionnelles [ATMP]) et par les personnes malades pour la partie non prise en charge, ainsi que les pertes de production liées aux absences sur le lieu de travail et les coûts intangibles (souffrance, douleur, perte de qualité de vie). Cette estimation du poids économique du *stress* au travail peut se faire en adoptant différentes perspectives, celle du système de protection sociale, du salarié, ou de la société dans son ensemble par le biais d'une mesure des pertes de bien-être social.

Une telle mesure constitue un élément important dans la priorisation des politiques de prévention. De manière générale, les politiques de prévention en santé et sécurité au travail peuvent agir sur l'exposition des salariés, mais les moyens mis en œuvre sont contraints par le caractère limité des ressources disponibles. Fournir des estimations du poids du *stress* au travail à la fois en termes de santé publique et de coût économique produit une aide à la décision pour un usage éclairé des ressources disponibles pour la prévention (SERRIER *et al.*, 2010).

En France, cette problématique est actuellement au centre des préoccupations. En juillet 2008, un accord national interprofessionnel sur le *stress* au travail a été conclu par les partenaires sociaux, qui est une transposition au niveau national de l'accord-cadre européen du 8 octobre 2004. Un deuxième accord a été signé le 26 mars 2010 sur le harcèlement et la violence au travail, venant compléter l'accord de 2008 et transposant l'accord signé par les partenaires sociaux européens le 15 décembre 2006. Parallèlement, dans le cadre du plan d'urgence pour la prévention du *stress* au travail, lancé en octobre 2009, le ministre du Travail Xavier Darcos a demandé aux entreprises de plus de 1 000 salariés de signer des accords sur la prévention du *stress* au travail. En avril 2011, le Conseil d'orientation des conditions de travail (COCT) a dressé un bilan de 600 accords ou plans d'action signés depuis 2009, ce qui traduit une prise en compte du phénomène dans les entreprises, même si une partie de ces accords porte sur un processus de diagnostic et d'évaluation des RPS sans préciser d'axes d'action (DIRICQ, 2011). Dans le même temps, la nécessité d'une

mise en œuvre concertée de mesures de prévention sur le lieu de travail a été soulignée dans plusieurs rapports, commandités par le Sénat (DÉRIOT, 2010) et le Premier ministre (LACHMANN *et al.*, 2010). Le plan d'urgence pour la prévention du *stress* au travail a également conduit à la création en 2009 d'un Collège d'experts sur le suivi statistique des risques psychosociaux, présidé par Michel Gollac, avec pour mission de formuler des propositions pour la création d'une enquête statistique nationale mesurant l'exposition aux risques psychosociaux au travail. Le rapport produit par ce Collège d'experts insiste notamment sur la difficulté de créer un indicateur de mesure unique et sur l'intérêt d'intégrer le caractère pluridimensionnel des expositions psychosociales dans l'outil de mesure (GOLLAC, BODIER, 2011).

Ces évolutions traduisent la volonté de mettre en œuvre des actions de prévention basées sur une connaissance précise des expositions psychosociales au travail en France. Cette connaissance détaillée doit permettre d'identifier les groupes à risque à la fois au niveau des secteurs d'activité et des professions, et de mesurer l'importance relative des différentes dimensions qui composent les risques psychosociaux au travail. Ce sont ces mêmes objectifs que poursuivent les estimations du poids imputable aux expositions au *stress* au travail. Ces estimations fournissent en outre un indicateur de la répartition du poids de la prise en charge des cas de pathologies entre les différentes branches de la sécurité sociale. Les conclusions de la Commission Diricq (DIRICQ 2008, 2011) déterminent ainsi le montant reversé par la branche ATMP à la branche assurance-maladie afin de couvrir la prise en charge des cas imputables mais non reconnus et indemnisés par la branche ATMP.

De façon générale, le chiffrage des maladies imputables aux risques professionnels se heurte à plusieurs difficultés, et notamment au problème de la disponibilité des données. Au niveau national, les statistiques sur les maladies professionnelles et accidents du travail de la Cnam-TS (Caisse nationale de l'assurance-maladie des travailleurs salariés) fournissent des données incomplètes sur le nombre de lésions professionnelles en raison des phénomènes de sous-déclaration (THÉBAUD-MONY, 2007; DAUBAS-LETOURNEUX, 2008) et de sous-reconnaissance (KASBI-BENASSOULI *et al.*, 2005; DIRICQ, 2011) créant une invisibilité des cas (GOLLAC, VOLKOFF, 2006; THÉBAUD-MONY, 2006). Par exemple, le nombre de cas de cancer du poumon imputables à une exposition en milieu de travail a été estimé entre 2 713 et 6 051 pour 1999 (IMBERNON, 2003). Pourtant, pour cette même année, seulement 458 cancers du poumon ont été reconnus et indemnisés par la branche ATMP. Concernant les TMS, le taux de sous-déclaration du syndrome du canal carpien est estimé à environ 46 % des cas en France en 2003 (DIRICQ, 2008, sur la base des

résultats de ROQUELAURE *et al.*, 2005). Ce phénomène est loin d'être une spécificité française, comme le montrent les résultats de l'enquête québécoise sur les *Conditions de travail, d'emploi et de santé et de sécurité au travail (EQCOTESST)*, représentative de la population active et administrée par téléphone en 2007-2008. Selon cette enquête, sur l'ensemble des salariés souffrant d'un TMS qu'ils attribuent à leur travail et ayant occasionné une absence, moins d'un sur cinq a fait une déclaration à la Commission de la santé et sécurité du travail au Québec (CSST) (VÉZINA *et al.*, 2011, p. 496).

Cette invisibilité est à l'origine d'une sous-estimation du poids d'une pathologie et donc des facteurs de risque qui peuvent lui être associés, ce qui contribue à sous-estimer les bénéfices attendus d'une politique de prévention de ces facteurs de risque.

La méthode des fractions attribuables

La méthode des fractions attribuables (FA) est fréquemment utilisée en santé publique pour estimer l'association entre l'exposition à un facteur de risque et la santé des personnes exposées. Elle est utilisée dans le domaine environnemental, pour estimer par exemple le lien entre pollution atmosphérique et asthme, ainsi que dans le domaine comportemental, pour l'analyse du lien entre état de santé et tabagisme (JEANRENAUD, SOGUEL, 1999) ou usage de drogues (KOPP, FENOGLIO, 2003). Elle est aussi utilisée dans le domaine de la santé et sécurité au travail (DRISCOLL *et al.*, 2005; NELSON *et al.*, 2005; LAMONTAGNE *et al.*, 2008; NURMINEN, KARJALAINEN, 2001).

Les fractions attribuables produisent une estimation de la fraction des cas de pathologie qui sont « attribuables à l'exposition d'une population et qui n'auraient pas été observés si l'exposition n'avait pas eu lieu » (NURMINEN, KARJALAINEN, 2001). Le calcul utilise deux types de données, la prévalence d'exposition P_e de la population totale (proportion de la population exposée au facteur de risque), et le risque relatif RR (ratio entre deux risques de maladie ou de décès, l'un chez les exposés et l'autre chez les non exposés), issues d'études prospectives (LEVIN, 1953).

La formule suivante est utilisée pour estimer les fractions attribuables FA à l'aide de RR ajustés, c'est-à-dire de RR qui prennent en compte des facteurs d'ajustement et/ou de confusion potentiels.

$$FA = P_e (RR - 1) / (1 + P_e (RR - 1))$$

Les facteurs de confusion sont définis comme des variables qui modifient l'association étudiée entre l'exposition et la maladie et sont donc susceptibles

d'augmenter ou diminuer cette association. Par exemple, l'association entre facteurs psychosociaux au travail et maladies cardio-vasculaires est souvent estimée en contrôlant des facteurs de confusion comme le tabagisme. La prise en compte de ces facteurs s'avère un enjeu majeur en épidémiologie étiologique.

Un certain nombre de critères doivent être remplis pour pouvoir utiliser la méthode des fractions attribuables (ROTHMAN, GREENLAND, 1997, cités par NURMINEN, KARJALAINEN, 2001), à savoir la force de l'association, la présence d'une relation dose-réponse, la spécificité de l'association, la cohérence des résultats, et l'existence d'un lien causal identifié dans la littérature (voir *infra* pour une discussion générale concernant l'usage de la méthode). Concernant ce dernier critère, plusieurs auteurs s'accordent à considérer que si le lien causal existe grâce à un faisceau convergent d'hypothèses, sans pour autant avoir été démontré avec un haut degré de certitude, l'estimation par la méthode des fractions attribuables reste justifiée (WALTER, 1998; WILSON *et al.*, 1998; BENICHOU *et al.*, 1998 cités par NURMINEN, KARJALAINEN, 2001).

Ces fractions produisent une estimation statistique de la part imputable qui n'est donc pas établie au cas par cas sur la base d'un diagnostic étiologique clinique. Cette démarche est à distinguer d'une mesure fondée sur des données directes, qui consisterait à suivre cliniquement l'état de santé de chaque individu d'une population tout en mesurant l'exposition au facteur de risque. Même si ces fractions ne produisent qu'une estimation de la part des cas attribuables à une exposition professionnelle, elles constituent un outil très utile pour l'estimation du coût économique des pathologies imputables à ce facteur de risque (BARNAY *et al.*, 2010). Les études économiques fondées sur cette méthodologie sont pourtant peu nombreuses aujourd'hui.

Estimation de fractions attribuables à l'exposition au *job strain* en France

Dans le cadre du Programme santé environnement-santé travail financé par l'Agence nationale de la recherche, une étude a été menée pour estimer les fractions de cas de maladies cardio-vasculaires, syndromes dépressifs et anxieux, et troubles musculo-squelettiques (TMS) attribuables à l'exposition au *job strain* selon Karasek en France (SULTAN-TAÏEB *et al.*, 2011).

Les données de prévalence d'exposition étaient issues de l'enquête nationale SUMER 2003 (voir encadré 2 *supra*; GUIGNON, 2001), avec un taux de prévalence de 19,6 % pour les hommes, 28,2 % pour les femmes et 23,2 % pour la population totale.

Faute de données françaises permettant une estimation robuste de risques relatifs pour les pathologies étudiées associées au *job strain* en France, des estimations ont été extraites de la littérature internationale, plus précisément celle issue des pays développés. Les données de risque relatif ont ainsi été collectées à l'aide d'une revue de la littérature épidémiologique. La sélection des études s'est appuyée sur les critères suivants : il s'agissait de retenir les études prospectives (ou en panel) publiées dans des revues à comité de lecture sur la période 1990-2008, ayant une taille d'échantillon supérieure à cent personnes, une mesure de l'exposition basée sur la combinaison des deux dimensions du *job strain* avec plus d'un *item* par dimension (latitude décisionnelle, demande psychologique), les effets sur la santé mesurés cliniquement (maladies cardio-vasculaires) ou avec des instruments standardisés (syndromes dépressifs et anxieux, TMS) et une analyse statistique permettant l'estimation de risques relatifs ajustés sur des facteurs de confusion potentiels.

Cette revue de littérature a permis de sélectionner treize études pour les maladies cardio-vasculaires, sept pour le syndrome anxio-dépressif, et onze pour les TMS. Les études retenues et leurs caractéristiques, présentées par ailleurs (SULTAN-TAÏEB *et al.*, 2011), sont décrites en annexe. Ces études sont majoritairement originaires des pays du Nord de l'Europe ; seule une étude est française. Comme indiqué précédemment, ce sont toutes des études de type prospectif : l'échantillon est suivi au cours du temps et l'étude vise à examiner l'incidence (les nouveaux cas) de la maladie sur la période étudiée, les individus constituant l'échantillon étant indemnes de la maladie en début du suivi. Ce type de protocole prospectif constitue une démarche particulièrement importante en épidémiologie pour l'évaluation des études étiologiques, car le biais de mémoire est ainsi limité et l'éventualité d'une causalité inverse entre exposition et maladie est minimisée. Les études retenues dans notre revue de littérature portent en général sur de larges échantillons, plus de 1 000 personnes pour la majorité d'entre elles, et pour un nombre non négligeable sur des échantillons de plus de 10 000 personnes. Les études en population générale au travail sont peu fréquentes, par conséquent les populations étudiées sont très variées au niveau professionnel et sectoriel : infirmières, salariés de la métallurgie, cols blancs, dentistes, conducteurs de transports publics, ouvriers. La maladie est elle aussi variable d'une étude à l'autre. Pour les maladies cardio-vasculaires, les études portent sur les maladies cardio-vasculaires dans leur ensemble, les maladies ischémiques et infarctus du myocarde de façon plus restrictive. Les études sur les troubles de santé mentale incluent pour l'essentiel le syndrome anxio-dépressif. Pour les TMS, la localisation des troubles varie grandement d'une étude à l'autre (dos, épaule, cou, bras,

main, *etc.*). Enfin, les variables d'ajustement (ou de confusion potentielle) prises en compte dans les analyses sont très différentes, et peu de variables sont communes aux études, à l'exception peut-être de l'âge et des expositions biomécaniques (pour huit études des onze retenues s'agissant des TMS).

Les résultats obtenus donnent un risque relatif (RR) d'avoir une maladie cardio-vasculaire ou d'en décéder lorsqu'on est exposé au *job strain* compris entre 1,26 et 2,4 pour les hommes et entre 0,63 et 1,67 pour les femmes (les RR étant tous non-significatifs pour les femmes). Pour le syndrome anxio-dépressif, le RR associé au *job strain* est de 1,58 à 3,3 pour les hommes et de 1,2 à 2,8 pour les femmes. Et pour les TMS, les estimations de RR vont de 0,94 à 2,3, les localisations concernées étant multiples. Toutefois, seuls six risques relatifs sur dix-neuf sont significatifs pour les TMS, suggérant un rôle étiologique du *job strain* très modeste sur ces troubles. Le tableau 4 en annexe présente les valeurs des RR selon les études, le genre et la maladie. On peut remarquer que les intervalles de confiance les plus larges concernent des études sur des échantillons plutôt plus petits et/ou sur un faible nombre de cas, qui conduisent probablement à une réduction de la puissance statistique et à une imprécision pour l'estimation. Pour les maladies cardio-vasculaires, l'étude d'UCHIYAMA *et al.* (2005) porte sur un faible nombre de cas, tellement faible d'ailleurs pour les femmes (neuf cas seulement) que les données n'ont pas été intégrées à notre étude. De même, pour les troubles de la santé mentale, les trois risques relatifs basés sur une évaluation via un instrument diagnostique standardisé (ou *Composite International Diagnostic Interview - CIDI*) s'appuient sur un nombre de cas diagnostiqués très inférieur aux nombres de cas symptomatiques obtenus par les autres études utilisant des échelles d'auto-évaluation visant la mesure de symptômes, comme le *General Health Questionnaire* (GHQ) ou le questionnaire *Center for Epidemiologic Studies Depression* (CES-D) par exemple. Il est notable que ce sont les RR les plus élevés qui ont les intervalles de confiance les plus larges, témoignant probablement d'une plus grande imprécision.

Le tableau 1 présente les fourchettes de fractions attribuables obtenues selon la pathologie et le genre étudiés à partir de la formule précédente. Les résultats montrent que ces fractions pourraient atteindre 25 % pour les maladies cardio-vasculaires, 34 % pour le syndrome anxio-dépressif et 27 % pour les TMS. Les fractions estimées pourraient toutefois être nulles dans le cas des maladies cardio-vasculaires pour les femmes, ainsi que dans le cas des TMS.

Tableau 1 : Fractions attribuables à l'exposition au *job strain* pour les maladies cardio-vasculaires, le syndrome anxio-dépressif et les troubles musculo-squelettiques (TMS) en France en 2003

Pathologie	Hommes	Femmes	Population totale
Maladies cardio-vasculaires			
Morbidité	4,9-21,5 %	0-15,9 %	6,5-25,2 %
Mortalité	7,9-21,5 %	2,5 %	6,5-25,2 %
Syndrome anxio-dépressif	10,2-31,1%	5,3-33,6 %	6,5 %
Troubles musculo-squelettiques (localisations diverses)	0-19,6 %	0-26,8 %	3,4-19,9 %

Source : SULTAN-TAÏEB *et al.*, 2011.

Limites inhérentes à la disponibilité des données dans la littérature

Les études mobilisées dans notre revue de littérature supposent certaines hypothèses et souffrent d'un certain nombre de limites, sur lesquelles il convient de revenir. Les données sont établies sur des pays et pour des professions ou secteurs d'activité différents, ce qui implique que soit vérifiée une hypothèse de non-spécificité géographique ou sectorielle des estimations de risque relatif. Par ailleurs, les pathologies étudiées sont limitées par les données disponibles et la mesure du *stress* au travail est réduite au *job strain* défini par le modèle de Karasek. Enfin, d'autres facteurs d'hétérogénéité des études retenues sont susceptibles d'affecter les résultats de la méthode des fractions attribuables.

Les données disponibles sur l'estimation des risques relatifs sont issues pour la plupart d'études en provenance de pays différents de la France. Toutefois, les estimations de fractions attribuables utilisent dans la majeure partie des cas des données de risque relatif issues de populations de pays de niveau de développement équivalent (NURMINEN, KARJALAINEN, 2001, p. 165). Ainsi l'extrapolation à la France dans notre étude ne doit pas conduire en tant que telle à un biais majeur. Par ailleurs, les études intégrées dans la revue de littérature ne portaient pas toutes (loin de là) sur des populations nationales, ou même sur un large éventail de secteurs et professions. Étant donné la disponibilité limitée des données, l'hypothèse faite consiste à dire que les effets du *job strain* sur les différentes pathologies étudiées sont similaires quel que soit le secteur d'activité ou la profession, ce qui nécessiterait toutefois d'être vérifié. Des données de qualité plus nombreuses sur l'estimation de risque relatif, selon les professions par exemple, permettraient de vérifier cette hypothèse et d'évaluer des fractions attribuables selon la profession, rendant

ainsi potentiellement possible la production de connaissances sur les différences sociales dans ces fractions selon la profession. Ce point, évoqué dans l'introduction, permettrait de compléter les résultats déjà disponibles en France sur les prévalences d'exposition différentielles selon la profession et notamment la plus grande prévalence d'exposition observée pour les professions les moins qualifiées (employés et ouvriers).

Ont été retenus dans cette étude trois types de pathologies : cardio-vasculaires, mentales et musculo-squelettiques. L'évaluation qui a été faite en termes de fractions attribuables est donc restreinte à ces trois groupes de pathologies et en aucun cas, elle ne permet de fournir une estimation globale de l'impact du *job strain* sur la morbidité et la mortalité totales. Le *job strain* peut être un facteur de risque pour d'autres types de pathologies et avoir un impact sur des indicateurs globaux de morbidité (santé perçue, qualité de vie, *etc.*). En outre, le *job strain* peut être associé à des comportements à risque (tabagisme par exemple), eux-mêmes facteurs de risque pour d'autres pathologies. Il apparaît donc clairement que les estimations de fractions attribuables produites ici sous-estiment l'impact du facteur de risque en termes de santé publique. De façon plus générale, le calcul des fractions attribuables est limité par la disponibilité des données de risque relatif dans la littérature épidémiologique. Si une association entre un facteur de risque et une pathologie est établie dans la littérature mais sans données de risque relatif disponibles, cette association ne pourra pas être prise en compte dans le calcul.

Le choix de la mesure du *job strain* de Karasek comme marqueur de l'exposition au *stress* au travail est réducteur dans l'estimation des fractions attribuables produites. En effet, considérer cette mesure comme seule exposition conduit à étudier le *stress* au travail à la seule lueur de ce modèle théorique. Toutes les autres mesures ou les autres types de facteurs psychosociaux au travail sont ignorés, alors qu'ils présentent un intérêt indéniable (voir l'article de Ruth Ndjaboué, Chantal Brisson et Michel Vézina dans ce numéro pour une présentation de trois types de modèles émergents). L'approche basée exclusivement sur le *job strain* de Karasek conduit donc très probablement à une sous-estimation des fractions attribuables au *stress* au travail. Évaluer l'ampleur de cette sous-estimation peut toutefois être extrêmement délicat du fait des interrelations que l'on peut suspecter entre les différentes expositions psychosociales au travail.

Le *job strain* de Karasek ayant été retenu comme marqueur de l'exposition au *stress* au travail, il a constitué un critère important dans la sélection des études retenues dans la revue de littérature. De plus, le *job strain* n'a que rarement fait l'objet d'une évaluation via l'instrument recommandé

par KARASEK (1998) (*Job Content Questionnaire* ou *JCQ*). Ainsi, le nombre et la formulation des *items* pouvaient varier selon les études. De même, la méthode recommandée pour définir le *job strain*, basée sur les médianes des scores de la demande psychologique et de la latitude décisionnelle pour définir la forte demande et la faible latitude, n'était pas non plus toujours suivie. Si la sélection des études avait été plus stricte, elle aurait toutefois conduit à un nombre d'études beaucoup trop restreint. Cette hétérogénéité dans la mesure du *job strain* peut probablement avoir conduit à un manque de précision des estimations pour certaines études.

Indépendamment de la mesure de l'exposition, d'autres sources d'hétérogénéité entre les études existent aussi. En effet, la mesure de la pathologie varie d'une étude à l'autre. Pour les maladies cardio-vasculaires, la source des données varie selon les études : registre hospitalier, registre national, données d'hospitalisation, diagnostics cliniques, questionnaires. Pour les troubles de la santé mentale, l'évaluation a pu être faite soit par auto-évaluation (via des échelles validées) visant la mesure des symptômes (GHQ, CESD, *etc.*), soit, plus rarement, par entretien diagnostique (CIDI par exemple). Ces deux méthodes conduisent à une évaluation radicalement différente, plus orientée vers la symptomatologie pour la première, plus clinique pour la seconde, et, par conséquent, à des niveaux de sévérité de la maladie tout à fait différents. Pour les TMS, comme cela a été dit précédemment, qu'il s'agisse de la méthode d'évaluation (usage de questionnaires, diagnostics cliniques ou données administratives) ou des localisations, la mesure est très différente selon les études. Enfin, d'autres sources d'hétérogénéité peuvent être relevées, notamment dans l'inclusion de facteurs d'ajustement différents d'une étude à l'autre, ou encore dans le temps de suivi de l'étude. Étant donné les différents facteurs susceptibles d'avoir généré de l'hétérogénéité entre les études, il semble difficile d'une part, d'évaluer l'impact sur les estimations de fractions attribuables et, d'autre part, d'identifier l'importance relative de ces facteurs d'hétérogénéité.

Discussion méthodologique concernant l'utilisation de la méthode des fractions attribuables

Il est à noter que le calcul des fractions attribuables s'est appuyé ici sur la formule la plus classique et aussi la plus économe en termes de données nécessaires, basée sur les RR ajustés et non sur les RR non-ajustés. Ce choix a été guidé par la disponibilité des données de RR, les RR non-ajustés étant plus rarement disponibles dans les études que les RR ajustés. Néanmoins, ce choix conduit probablement

à une sous-estimation des fractions attribuables car les RR ajustés sont en général plus faibles que les RR non-ajustés. La différence entre les RR ajustés et non-ajustés peut au moins en partie s'expliquer par la prise en compte de variables qui pourraient être davantage des variables intermédiaires entre l'exposition et la maladie que de réelles variables de confusion. Pour ne citer qu'un exemple, la prise en compte de l'hypertension (le raisonnement serait valable pour d'autres facteurs de risque cardio-vasculaires tels que l'hypercholestérolémie ou le diabète et même, éventuellement, pour des comportements à risque comme la prise de tabac ou d'alcool) peut conduire à sous-estimer l'association entre *job strain* et maladies cardio-vasculaires. En effet, l'hypertension est un facteur de risque cardio-vasculaire reconnu et on sait que le risque augmente avec le *job strain*. Plutôt qu'un facteur de confusion, il convient de considérer ce facteur comme une variable intermédiaire ou, autrement dit, un mécanisme biologique qui conduit du *job strain* aux maladies cardio-vasculaires. Sa prise en compte constituerait donc un surajustement susceptible de sous-estimer l'association entre *job strain* et maladies cardio-vasculaires.

Les différentes sources d'hétérogénéité peuvent être contenues autant que possible grâce aux critères de sélection des études dans la revue de littérature sur les RR. Mais étant donné la faible disponibilité des données épidémiologiques, il est difficile de garantir une parfaite homogénéité entre les estimations de RR qui interviennent dans le calcul des fractions attribuables. Suivant la même préoccupation d'homogénéité entre les données, il est souhaitable que les données de prévalence d'exposition utilisées dans l'estimation de fractions attribuables soient basées sur une définition de l'exposition similaire à celle des données de risque relatif : instrument de mesure d'exposition au facteur de risque comparable, durée d'exposition similaire. Cette exigence est parfois difficile à satisfaire, ce qui explique l'importance centrale des enquêtes nationales, représentatives de la population active, permettant de mesurer de façon précise les expositions professionnelles aux différents facteurs de risque présentant des dangers pour la santé.

De manière générale, les fractions attribuables sous-tendent un lien de causalité entre l'exposition et la maladie (même si ce n'est pas une condition nécessaire), ce qui, dans le domaine des facteurs psychosociaux au travail, reste encore incertain d'un point de vue épidémiologique. Autant l'association entre exposition et maladie se définit aisément et uniquement par une association statistique sur la base d'un test statistique significatif, autant la causalité n'est pas facile à définir en épidémiologie et repose plutôt sur un faisceau d'éléments qui permettent d'éprouver le caractère causal de l'association (BOUYER *et al.*, 2010). L'existence d'une association statistique est bien entendu un

élément fondamental de l'existence d'un lien de causalité. La force de cette association statistique apparaît également comme un point important : en effet, plus l'association est forte, plus la causalité est probable, et ce d'autant plus si les mécanismes biologiques qui sous-tendent le lien de causalité ont été identifiés. Le fait que l'exposition ait un effet propre, indépendamment d'autres facteurs de risque connus, permet de s'assurer que l'association observée n'est pas expliquée par l'effet d'autres facteurs (effets de confusion). Une association de type dose-effet permet d'apporter un élément supplémentaire en montrant que plus le degré d'exposition est élevé plus le risque de survenue de la maladie augmente. Un autre point pertinent relève de la chronologie des événements car il faut pouvoir démontrer que l'exposition précède bien l'apparition de la maladie. Enfin, en épidémiologie, l'accumulation des connaissances sur une association exposition-maladie est déterminante pour confirmer la constance, la robustesse et la cohérence de l'association selon les études. En effet, le fait que l'association soit observée dans un grand nombre d'études, venant de pays variés et basées sur des populations diverses par exemple, permet d'asseoir la solidité des résultats. Enfin, les résultats des études sur les mécanismes biologiques conduisant à une meilleure compréhension de la manière dont l'exposition peut déboucher sur la maladie sont des éléments clés pour approcher la causalité.

Une autre façon d'établir un lien de causalité entre un facteur de risque et des effets sur la santé consiste à adopter une méthodologie non plus observationnelle mais expérimentale. Cela correspond à une méthode radicalement différente de celle que nous avons adoptée dans cette étude. En effet, il s'agit non plus d'observer les effets d'un facteur de risque sur la santé des individus sans intervenir sur l'environnement, mais de constituer plusieurs groupes comparables en tous points et d'attribuer des niveaux d'exposition ou de traitement à des sujets choisis au hasard. Dans l'idéal, les participants, comme les chercheurs, ne savent pas, jusqu'à la fin de l'essai, qui est soumis à quel traitement (essai en double aveugle). Ce modèle d'étude correspond à l'essai comparatif randomisé et est considéré comme le modèle d'étude épidémiologique le plus solide pour établir un lien de causalité.

Ce type de méthode, outre le fait qu'il est particulièrement difficile à mettre en œuvre dans le domaine de la santé au travail en entreprise, ne peut être utilisé que pour mesurer les effets positifs d'un traitement ou d'une intervention sur la santé des individus. Ainsi, pour des raisons éthiques évidentes, les effets délétères de facteurs de risque sur la santé des individus sont mesurés par le biais d'études observationnelles et non expérimentales en épidémiologie. Le dialogue entre épidémiologie et économie sur les méthodes expérimentales

d'analyse des liens de causalité reste donc limité. Le récent et rapide développement de l'économie expérimentale depuis une vingtaine d'années produit des études centrées sur les éléments de la décision individuelle qui déterminent les comportements des agents économiques (DAVIS, HOLT 1993 ; KAGEL, ROTH 1995). Étant donné cette importance accordée aux processus de prise de décision individuelle, très peu de travaux en économie expérimentale se sont intéressés au lien entre exposition professionnelle et santé à l'exception de l'étude récente de FALK *et al.* (2011), qui étudie les effets de l'injustice au travail sur la variabilité du rythme cardiaque des travailleurs. Cette expérimentation en laboratoire place un groupe d'individus, tirés de façon aléatoire, dans une situation d'injustice où la rémunération ne correspond pas à la quantité de travail réalisée (injustice objective) et où cette rémunération est également perçue comme injuste par l'individu (injustice subjective). Les résultats de cette étude montrent une association significative entre un haut degré d'injustice et la variabilité du rythme cardiaque. Dans une expérience naturelle, cette fois-ci à grande échelle et non en laboratoire, DE GRIP, LINDEBOOM et MONTIZAAAN analysent les effets d'une réforme drastique du système de retraite mise en œuvre aux Pays-Bas en 2006 sur la santé mentale des travailleurs, en distinguant un groupe expérimental touché par la réforme (cohorte de travailleurs nés en 1950), et un groupe de contrôle non touché par la réforme (cohorte de travailleurs nés en 1949) (DE GRIP *et al.*, 2012). En utilisant les données d'une enquête ayant comme instrument de mesure de la santé mentale le CES-D, les auteurs établissent un lien significatif entre une santé mentale dégradée et le fait d'avoir subi le changement de politique de retraite.

Ces études économiques produisent des résultats complémentaires à ceux obtenus par notre revue de littérature d'études observationnelles en épidémiologie sur les associations entre *job strain* et maladies cardio-vasculaire et santé mentale. Cependant, ils ne peuvent être comparés en raison de la différence de définition à la fois des facteurs de risque et des effets sur la santé dans ces deux corpus de littérature et la différence radicale de méthode entre étude expérimentale et non-expérimentale. Il est donc difficile d'établir une fourchette de valeurs mesurant l'association entre exposition et maladie sur la base de ces deux corpus de littérature étant donné leurs différences méthodologiques, même si l'objectif de ces études est parfois très proche.

*
* *

L'estimation du poids en termes de santé publique des pathologies associées aux expositions professionnelles telles que le *job strain* représente un enjeu important en tant qu'outil d'aide à la décision

pour prioriser les actions de prévention. Ces estimations peuvent en outre permettre de déduire un coût social associé à ces expositions en mobilisant des études du coût de la maladie élaborées en économie de la santé. Le mode de calcul proposé ici, celui des fractions attribuables, présente l'intérêt de se baser sur des données disponibles (prévalence d'exposition et risques relatifs) et de fournir un outil simple d'utilisation. Cependant, l'interprétation qui peut être faite des résultats obtenus doit tenir compte des limites méthodologiques de ces estimations.

Le calcul des fractions attribuables souligne la nécessité de disposer de données robustes et cohérentes de prévalence d'exposition et de risques relatifs, ce qui suppose des moyens dédiés à des études épidémiologiques et étiologiques prospectives sur échantillons de grande taille, avec des mesures précises des expositions. De telles études, adossées à de grandes enquêtes nationales,

pourraient apporter une contribution substantielle à l'avancée des connaissances dans ce domaine en fournissant des données d'exposition de qualité et des données de type étiologique incluant à la fois une mesure rigoureuse de la pathologie et des facteurs d'ajustement dans le cadre d'un suivi prospectif. Les études d'estimation de fractions attribuables à venir devront aussi explorer d'autres expositions aux facteurs psychosociaux au travail que le *job strain* de Karasek. Toutefois, les difficultés rencontrées dans l'étude sur les fractions attribuables au *job strain* en France pourraient être encore plus aiguës pour d'autres types de facteurs psychosociaux au travail car ils ont tous une antériorité plus limitée que le modèle de Karasek.

Financement : Agence nationale pour la recherche (ANR), Programme santé travail – santé environnement, convention n° 05-9-30.

Bibliographie

ALDABE B., *et al.* (2011), «Contribution of material, occupational, and psychosocial factors in the explanation of social inequalities in health in 28 countries in Europe», *Journal of Epidemiology and Community Health*, vol. 65, n° 12, pp. 1123-31.

ASKENAZY P. (2005), *Les désordres du travail. Enquête sur le nouveau productivisme*, Paris, Le Seuil.

BARNAY T., SAUZE D., SULTAN-TAÏEB H. (2010), «La santé au travail : une préoccupation multiforme pour les économistes», *Revue française des affaires sociales*, n° 4, pp. 7-25.

BEJEAN S., SULTAN-TAÏEB H. (2005), «Modeling the economic burden of diseases imputable to stress at work», *European Journal of Health Economics*, vol. 50, n° 1, pp. 16-23.

BELKIC K.L., *et al.* (2004), «Is job strain a major source of cardiovascular disease risk?», *Scandinavian Journal of Work, Environment and Health*, vol. 30, n° 2, pp. 85-128.

BENICHOU J., *et al.* (1998), «Population attributable risk of renal cell cancer in Minnesota», *American Journal of Epidemiology*, vol. 148, n° 5, pp. 424-30.

BONDE J.P. (2008), «Psychosocial factors at work and risk of depression: a systematic review of the epidemiological evidence», *Occupational and Environmental Medicine*, vol. 65, n° 7, pp. 438-45.

BONGERS P.M., KREMER A.M., TER LAAK J. (2002), «Are psychosocial factors, risk factors for symptoms and signs of the shoulder, elbow, or hand/wrist? A review of the epidemiological literature», *American Journal of Industrial Medicine*, vol. 41, n° 5, pp. 315-42.

BOUYER J., *et al.* (2010), *Épidémiologie : principes et méthodes quantitatives*, Paris, Lavoisier.

DAUBAS-LETOURNEUX V. (2008), «Produire des connaissances en santé au travail à l'échelle régionale : le signalement des maladies à caractère professionnel dans les Pays de la Loire», *Revue française des affaires sociales*, n° 2-3, pp. 213-235.

DAVIS D., HOLT C. (1993), *Experimental economics*, Princeton, Princeton University Press.

DE GRIP A., LINDEBOOM M., MONTIZAN R. (2012), «Shattered dreams: the effects of changing the pension system late in the game», *The Economic Journal*, vol. 122, n° 559, pp. 1-25.

DE LANGE A.H., *et al.* (2003), «“The very best of the millennium”: longitudinal research and the demand-control- (support) model», *Journal of Occupational Health Psychology*, vol. 8, n° 4, pp. 282-305.

DÉRIOT G. (2010), *Rapport d'information fait au nom de la commission des affaires sociales par la mission d'information sur le mal-être au travail*, Sénat, n° 642, document consultable sur le site <http://www.senat.fr/rap/r09-642-1/r09-642-11.pdf>

DIRICQ N. (2008, 2011), *Rapport de la commission instituée par l'article L. 176-2 du Code de la Sécurité sociale*, Paris, ministère de la Santé, de la Jeunesse, des Sports et de la Vie associative.

DRISCOLL T., *et al.* (2005), «Review of estimates of the global burden of injury and illness due to occupational exposures», *American Journal of Industrial Medicine*, vol. 48, n° 6, pp. 491-502.

- FALK A., *et al.* (2011), «Cardiovascular consequences of unfair pay», *CEPR Discussion Paper*, WP DP8463. Consultable sur le site <http://www.cepr.org/pubs/new-dps/dplist.asp?dpno=8463.asp>
- GOLLAC M., BODIER M. (2011), *Mesurer les facteurs psychosociaux de risque au travail pour les maîtriser*, rapport du Collège d'expertise sur le suivi des risques psychosociaux au travail, Paris, ministère du Travail, de l'Emploi et de la Santé, 223 p. Consultable sur le site <http://www.ladocumentationfrancaise.fr/var/storage/rapports-publics/114000201/0000.pdf>
- GOLLAC M., VOLKOFF S. (2006), «La santé au travail et ses masques», *Actes de la recherche en sciences sociales*, n° 163, pp. 4-17.
- GUIGNON N. (2001), «Enquête SUMER 2001-2002 (Surveillance médicale des risques professionnels)», *Documents pour le médecin du travail*, n° 86, pp. 161-165.
- JEANRENAUD C., SOGUEL N. (1999), *Valuing the cost of smoking: assessment methods, risk perception and policy options*, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers Group.
- KAGEL J.H., ROTH A.E. (1995), *The handbook of experimental economics*, Princeton, Princeton University Press.
- KARASEK R. (1979), «Job-demands, job decision latitude, and mental strain: implications for job redesign», *Administrative Science Quarterly*, vol. 24, n° 2, pp. 285-308.
- KARASEK R., THEORELL T. (1990), *Health work stress, productivity and reconstruction of working life*, New York, Wiley.
- KARASEK R., *et al.* (1998), «The Job Content Questionnaire (JCQ): an instrument for internationally comparative assessments of psychosocial job characteristics», *Journal of Occupational Health Psychology*, vol. 3, n° 4, pp. 322-55.
- KASBI-BENASSOULI V., *et al.* (2005), *Confrontation des cancérrogènes avérés en milieu de travail et des tableaux de maladies professionnelles*, Saint-Maurice, Institut de veille sanitaire (InVS).
- KIVIMÄKI M., *et al.* (2006), «Work stress in the etiology of coronary heart disease: a meta-analysis», *Scandinavian Journal of Work, Environment and Health*, vol. 32, n° 6, pp. 431-42.
- KOPP P., FENOGLIO P. (2003), «Social cost of drugs in France», *European Addiction Research*, vol. 3, n° 1, pp. 1-52.
- LACHMANN H., LAROSE C., PENICAUD M. (2010), *Bien-être et efficacité au travail – 10 propositions pour améliorer la santé psychologique au travail*, Paris, rapport au Premier ministre.
- LAMONTAGNE A.D., *et al.* (2008), «Job strain – attributable depression in a sample of working Australians: assessing the contribution to health inequalities», *BMC Public Health*, vol. 8, n° 181.
- LEVI L., LUNDE J.P. (1996), *A model for assessing the costs of stressors at national level : socio-economic costs of work stress in two EU member states*, Dublin, European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions.
- LEVIN M.L. (1953), «The occurrence of lung cancer in man», *Acta Unio Int Contra Cancrum*, vol. 9, n° 3, pp. 531-41.
- NELSON D., *et al.* (2005), «The global burden of selected occupational diseases and injury risks: methodology and summary», *American Journal of Industrial Medicine*, vol. 48, n° 6, pp. 400-18.
- NIEDHAMMER I. (2011), «Facteurs psychosociaux au travail : modèles et concepts en épidémiologie», in *Stress au travail et santé. Situation chez les indépendants*, Paris, Éditions Inserm, coll. «Expertise collective», pp. 25-46.
- NIEDHAMMER I. (2007), «Exposition aux facteurs psychosociaux au travail du modèle de Karasek : étude méthodologique à l'aide de l'enquête nationale SUMER», *Travailler*, n° 17, pp. 47-70.
- NIEDHAMMER I., BOURGKARD E., CHAU N. (2011), «Occupational and behavioural factors in the explanation of social inequalities in premature and total mortality: a 12.5-year follow-up in the Lorhandicap study», *European Journal of Epidemiology*, vol. 26, n° 1, pp. 1-12.
- NIEDHAMMER I., *et al.* (2006), «Propriétés psychométriques de la version française des échelles de la demande psychologique, de la latitude décisionnelle et du soutien social du "Job Content Questionnaire" de Karasek : résultats de l'enquête nationale SUMER», *Santé publique*, vol. 18, n° 3, pp. 413-27.
- NIEDHAMMER I., *et al.* (2008), «The contribution of occupational factors to social inequalities in health: findings from the national French SUMER survey», *Social Science and Medicine*, vol. 67, n° 11, pp. 1870-81.
- NIEDHAMMER I., *et al.* (2008), «Study of the validity of a job-exposure matrix for psychosocial work factors : results from the national French SUMER survey», *International Archives of Occupational and Environmental Health*, vol. 82, n° 1, pp. 87-97.
- NURMINEN M., KARJALAINEN A. (2001), «Epidemiologic estimate of the proportion of fatalities related to occupational factors in Finland», *Scandinavian Journal of Work Environment and Health*, vol. 27, n° 3, pp. 161-213.
- PARENT-THIRION A., *et al.* (2007), *Fourth European Working Conditions Survey*, Luxembourg, European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions.
- RAMACIOTTI D., PERRIARD J. (2001), *Les coûts du stress en Suisse*, Genève, Ergorama, université de Neuchâtel.
- ROQUELAURE Y., *et al.* (2005), «Surveillance en population générale du syndrome du canal carpien dans le Maine-et-Loire en 2002 et 2003», *Bulletin épidémiologique hebdomadaire*, n° 44-45, pp. 224-226.

ROTHMAN K., GREENLAND S. (1997), *Modern epidemiology*, New York, Lippincott-Raven, deuxième édition.

SERRIER H., *et al.* (2009), «Quelles sont les difficultés méthodologiques de l'évaluation des politiques publiques de prévention en santé au travail?», in Barnay T., Legendre F., (dir.), *Emploi et politiques sociales*, Paris, L'Harmattan, pp. 43-56.

SIEGRIST J., *et al.* (2004), «The measurement of effort-reward imbalance at work: European comparisons», *Social Science and Medicine*, vol. 58, n° 8, pp. 1483-99.

SIEGRIST J., *et al.* (1990), «Low status control, high effort at work and ischemic heart disease: prospective evidence from blue-collar men», *Social Science and Medicine*, vol. 31, n° 10, pp. 1127-34.

STANSFELD S., CANDY B. (2006), «Psychosocial work environment and mental health: a meta-analytic review», *Scandinavian Journal of Work, Environment and Health*, vol. 32, n° 6, pp. 443-62.

SULTAN-TAIEB H., *et al.* (2011), «Fractions of cardiovascular diseases, mental disorders, and musculoskeletal disorders attributable to job strain in France», *International Archives of Occupational and Environmental Health*, vol. 84, n° 8, pp. 911-925.

THÉBAUD-MONY A. (2007), *Travailler peut nuire gravement à votre santé : sous-traitance des risques,*

mise en danger d'autrui, atteintes à la dignité, violences physiques et morales, cancers professionnels, Paris, La Découverte.

THÉBAUD-MONY A. (2006), «Histoires professionnelles et cancer», *Actes de la recherche en sciences sociales*, n° 163, pp. 18-31.

UCHIYAMA S., *et al.* (2005), «Job strain and risk of cardiovascular events in treated hypertensive Japanese workers: hypertension follow-up group study», *Journal of Occupational Health*, vol. 47, n° 2, pp. 102-111.

VÉZINA M., *et al.* (2011), *Enquête québécoise sur des conditions de travail, d'emploi, et de santé et de sécurité du travail (EQCOTESST)*, Montréal, Institut de recherche Robert-Sauvé en santé et sécurité du travail - Institut national de santé publique du Québec et Institut de la statistique du Québec.

VOLKOFF S. (2008), «La recherche et l'action en santé au travail. Idées ancrées et nouveaux obstacles», *Revue française des affaires sociales*, n° 2-3, pp. 13-17.

WALTER S.D. (1998), «Attributable risk in practice», *American Journal of Epidemiology*, vol. 148, n° 5, pp. 411-3.

WILSON P.D., *et al.* (1998), «Attributable fraction for cardiac malformations», *American Journal of Epidemiology*, vol. 148, n° 5, pp. 414-23.

Annexe

Tableau 1 : Études prospectives incluses sur l'association entre *job strain* et maladies cardio-vasculaires

Premier auteur Année de publication Pays	Population	Évaluation de l'exposition	Évaluation de la variable de santé	Variables d'ajustement
Bosma 1998 UK	10 308 hommes et femmes Fonctionnaires (<i>Whitehall</i>)	<i>Job strain</i>	Coronaropathie (diagnostic + questionnaire de Rose)	Âge et durée de suivi
Brunner 2004 Finlande	812 hommes et femmes Salariés d'une entreprise métallurgique	<i>Job strain</i>	Mortalité cardio-vasculaire (registre national des décès)	Genre, âge, taille, profession du père, niveau d'études, profession et revenu
De Bacquer 2005 Belgique	14 337 hommes 25 entreprises	<i>Job strain</i> (JCQ)	Coronaropathie (diagnostic clinique)	Âge, niveau d'études, indice de masse corporelle, tabac, diabète, tension artérielle systolique, cholestérol total, profession et entreprise
Kivimäki 2002 Finlande	812 hommes et femmes Salariés d'une entreprise métallurgique	<i>Job strain</i>	Mortalité cardio-vasculaire (registre national des décès)	Genre, âge, profession, tabac, activité physique, tension artérielle systolique, cholestérol et indice de masse corporelle
Kivimäki 2005 UK	6 442 hommes Fonctionnaires (<i>Whitehall</i>)	<i>Job strain</i>	Coronaropathie – morbidité et mortalité (données médicales)	Âge, niveau professionnel, déséquilibre efforts-récompenses et injustice au travail
Kivimäki 2006 UK	7 253 hommes et femmes Fonctionnaires (<i>Whitehall</i>)	<i>Job strain</i>	Décès par coronaropathie, premier infarctus du myocarde non-fatal, ou angine de poitrine (données cliniques)	Genre, âge et niveau professionnel
Kivimäki 2008 Suède	3 160 hommes 40 entreprises	<i>Job strain</i>	Maladies ischémiques (admissions hospitalières + registre de décès)	Âge
Kornitzer 2006 Europe	21 111 hommes Différentes entreprises	<i>Job strain</i> (JCQ)	Événements coronariens aigus ou décès par coronaropathie (données cliniques et hospitalières)	Âge, tabac et tension artérielle systolique
Kuper 2003 UK	10 308 hommes et femmes Fonctionnaires (<i>Whitehall</i>)	<i>Job strain</i>	Coronaropathie – morbidité et mortalité (données cliniques)	Âge, genre, niveau professionnel, tabac, cholestérol, hypertension, exercice physique, alcool et indice de masse corporelle
Lee 2002 USA	35 038 femmes Infirmières	<i>Job strain</i>	Infarctus du myocarde + coronaropathie (données médicales)	Âge, période de suivi, tabac, alcool, indice de masse corporelle, histoire d'hypertension, diabète, hypercholestérolémie, statut ménopausique, hormones postménopausiques, aspirine, utilisation passée de contraceptifs oraux, apport en acides saturés, vitamine E, activité physique, histoire parentale d'infarctus du myocarde, niveau d'études, statut marital et niveau d'étude du conjoint
Netterstrom 2006 Danemark	659 hommes Population générale	<i>Job strain</i>	Cardiopathies ischémiques (hospitalisations/décès)	Âge, statut social, activité récréative, alcool et lipides
Orth-Gomer 2000 Suède	292 femmes Population générale	<i>Job strain</i>	Coronaropathie (hospitalisations)	Âge, statut œstrogène, niveau d'études, symptômes cardiaques, tension artérielle systolique, diabète, tabac, triglycérides et cholestérol HDL

Premier auteur Année de publication Pays	Population	Évaluation de l'exposition	Évaluation de la variable de santé	Variables d'ajustement
Uchiyama 2005 Japon	1 615 hommes et femmes Population générale	<i>Job strain</i>	Événements cardio-vasculaires (examen clinique et décès) – 9 cas seulement pour les femmes (pas de prise en compte des résultats pour les femmes seulement)	Âge, (genre), tension artérielle systolique, indice de masse corporelle, cholestérol, cholestérol HDL, protéinurie, histoire familiale d'attaque, hypertrophie ventriculaire gauche, anomalies ECG, fibrillation auriculaire et tabac

Lecture : Cette liste détaille les caractéristiques des études prospectives visant à évaluer le lien entre *job strain* et maladies cardio-vasculaires présentes dans la revue de la littérature. Il détaille les variables de résultat étudiées par chacune de ces études ainsi que les facteurs de confusion pris en compte pour le calcul des risques relatifs ajustés. Une autre revue de littérature complémentaire à celle-ci a été réalisée pour le Collège d'expertise sur le suivi des risques psychosociaux.

Source : SULTAN-TAÏEB *et al.*, 2011.

Tableau 2 : Études prospectives incluses sur l'association entre *job strain* et troubles de la santé mentale

Premier auteur Année de publication Pays	Population	Évaluation de l'exposition	Méthode d'évaluation de la variable de santé	Variables d'ajustement
Ahola 2007 Finlande	2 555 hommes et femmes Dentistes	<i>Job strain</i>	BDI	Genre, âge, statut marital et <i>burnout</i> en début de suivi
Bildt 2002 Suède	420 hommes et femmes Population générale	<i>Job strain</i>	GHQ-12	Aucune (hommes), âge, travail posté et faible qualité des contacts sociaux (femmes)
Bourbonnais 1999 Canada	1 741 femmes Infirmières	<i>Job strain</i> (JCQ)	PSI	Soutien social au travail, nombre d'heures/semaine, âge, comportement de type A, événements de vie stressants et soutien social hors travail
Clays 2007b Belgique	2 821 hommes et femmes 9 administrations/entreprises	<i>Job strain</i>	CES-D	Âge, niveau d'études, réseau social, satisfaction au regard de la vie privée, locus de contrôle et symptômes dépressifs au début du suivi
Niedhammer 1998 France	20 624 hommes et femmes EDF-GDF	<i>Job strain</i>	CES-D	Âge, statut marital, niveau d'études, absence pour raison de troubles de la santé mentale, événements stressants de la vie personnelle et professionnelle, profession et soutien social
Shields 1999 Canada	3 830 hommes et femmes Ménages et résidents institutionnels	<i>Job strain</i>	CIDI	Âge, statut marital, enfant(s) de moins de 12 ans, niveau d'études, revenu du ménage, col blanc/bleu, indépendant/salarié, emplois multiples, travail posté, heures de travail prolongées, insécurité de l'emploi et soutien de la hiérarchie
Shields 2006 Canada	20 095 hommes et femmes Population générale	<i>Job strain</i>	WMH-CIDI	Type d'emploi, profession, heures de travail, travail posté, indépendant/salarié, âge, statut marital, présence d'enfant(s), revenu du ménage, niveau d'études, alcool, soutien émotionnel, tabac, <i>stress</i> personnel et soutien des collègues et de la hiérarchie

Lecture : Cette liste détaille les caractéristiques des études prospectives visant à évaluer le lien entre *job strain* et troubles de la santé mentale présentes dans la revue de la littérature. Il détaille les variables de résultat étudiées par chacune de ces études ainsi que les facteurs de confusion pris en compte pour le calcul des risques relatifs ajustés. Une autre revue de littérature complémentaire à celle-ci a été réalisée pour le Collège d'expertise sur le suivi des risques psychosociaux.

Source : SULTAN-TAÏEB *et al.*, 2011.

Tableau 3 : Études prospectives incluses sur l'association entre *job strain* et troubles musculo-squelettiques (TMS)

Premier auteur Année de publication Pays	Population	Évaluation de l'exposition	Évaluation de la variable de santé	Variables d'ajustement
Bildt 2000 Suède	420 hommes et femmes Population générale	<i>Job strain</i>	Lombalgie (diagnostic clinique)	Âge (hommes) Âge et emploi temporaire (femmes)
Canivet 2008 Suède	4 140 hommes et femmes Population générale	<i>Job strain</i>	Douleur cou, épaule, bas du dos (<i>Standardized Nordic Questionnaire</i>)	Troubles du sommeil, exposition biomécanique, pays de naissance, statut socio-économique, tabac et alcool
Clays 2007a Belgique	2 556 hommes et femmes 9 entreprises et administrations	<i>Job strain</i> (JCQ)	Lombalgie (<i>Standardized Nordic Questionnaire</i>)	Âge, indice de masse corporelle, niveau d'études, secteur, douleur au dos occasionnelle, tabac, situation familiale, activité physique, effort physique, port de charges lourdes, activité physique rapide, et positions inconfortables au travail pour le corps ou les bras
Elders 2004 Pays-Bas	288 hommes Ouvriers (échafaudage)	<i>Job strain</i>	Lombalgie (échelle Von Korff avec schéma)	Âge
Hannan 2005 USA	337 hommes et femmes Travailleurs sur écran (ordinateurs)	<i>Job strain</i> (JCQ)	Symptômes cou-épaule et bras-main (journal)	Genre, âge, groupe expérimental, histoire de symptômes cou-épaule et bras-mains, nombre d'heures sur écran/semaine et soutien de la hiérarchie
Ijzelenberg 2005 Pays-Bas	407 hommes et femmes Travailleurs de 9 entreprises du secteur industriel	<i>Job strain</i>	Lombalgie, symptômes cou-bras (<i>Nordic questionnaire</i>)	Genre, âge, indice de masse corporelle, statut marital, niveau d'études, sports, manutention manuelle de charges, positions inconfortables pour le dos, mouvements des bras, charge physique et soutien des collègues et de la hiérarchie
Josephson 1997 Suède	565 femmes Infirmières	<i>Job strain</i>	Douleurs cou, épaules, dos (<i>Nordic questionnaire</i>)	Âge et profession
Krause 1998 USA	1 449 hommes et femmes Conducteurs du <i>San Francisco Municipal Railway</i>	<i>Job strain</i> (JCQ)	Lésion rachidienne (demandes d'indemnisation)	Âge, genre, taille, poids, type de véhicule et charge physique (ancienneté, nombre d'heures de conduite/semaine)
Ostergren 2005 Suède	4 919 hommes et femmes Population générale	<i>Job strain</i>	Douleurs épaule-cou (<i>Nordic questionnaire</i> modifié)	Âge, exposition biomécanique, statut marital, pays d'origine, niveau d'études et douleurs dans d'autres régions
Rugulies 2005 USA	1 221 hommes et femmes Conducteurs du <i>San Francisco Municipal Railway</i>	<i>Job strain</i> (JCQ)	Lésion lombaire et cou (demandes d'indemnisation)	Âge, genre, ethnie, taille, poids, ancienneté, nombre d'heures de conduite/semaine, type de véhicule, charge physique, douleurs initiales au bas du dos et cou
Van den Heuvel 2005 Pays-Bas	787 hommes et femmes 34 entreprises	<i>Job strain</i> (JCQ)	Symptômes cou-épaule, coude-poignet-main (<i>Nordic questionnaire</i>)	Genre, âge, flexion ou rotation des poignets, levés objets, rotation du cou, position assise prolongée, travail sur écran prolongé, longues journées de travail, affectivité négative et stratégies d'évitement

Lecture : Cette liste détaille les caractéristiques des études prospectives visant à évaluer le lien entre *job strain* et troubles musculo-squelettiques présentes dans la revue de la littérature. Il détaille les variables de résultat étudiées par chacune de ces études ainsi que les facteurs de confusion pris en compte pour le calcul des risques relatifs ajustés. Une autre revue de littérature complémentaire à celle-ci a été réalisée pour le Collège d'expertise sur le suivi des risques psychosociaux.

Source : SULTAN-TAÏEB *et al.*, 2011.

Tableau 4 : Risques relatifs ajustés des études incluses avec intervalle de confiance à 95 %

	Hommes			Femmes			Les deux genres		
	RR	IC à 95 %		RR	IC à 95 %		RR	IC à 95 %	
Job strain et maladies cardiovasculaires									
Bosma 1998 (morbidité)	1,45	1,03	2,06	1,14	0,76	1,72			
Brunner 2004 (mortalité)							2,04	1,00	4,30
De Bacquer 2005 (morbidité)	1,26	0,66	2,41						
Kivimaki 2002 (mortalité)							2,22	1,04	4,73
Kivimaki 2005	1,44	1,01	2,05						
Kivimaki 2006							1,30	1,13	1,51
Kivimaki 2008	1,76	1,05	2,95						
Kornitzer 2006	1,47	0,96	2,25						
Kuper 2003							1,38	1,10	1,75
Lee 2002 (morbidité)				0,63	0,34	1,17			
Lee 2002 (mortalité)				1,09	0,40	2,92			
Netterstrom 2006	2,4	1,0	5,7						
Orth-Gomer 2000 (morbidité)				1,67	0,64	4,32			
Uchiyama 2005	1,86	0,51	6,75				2,45	0,87	6,93
Job strain et troubles de la santé mentale									
Ahola 2007							1,30	0,73	2,30
Bildt 2002	2,2	0,7	6,9	2,8	1,1	6,9			
Bourbonnais 1999				1,98	1,33	2,94			
Clays 2007	1,58	0,98	2,54	1,74	1,00	3,01			
Niedhammer 1998	1,80	1,58	2,06	1,42	1,15	1,75			
Shields 1999	3,3	1,3	8,5	2,1	1,1	4,0			
Shields 2006	2,9	1,5	5,4	1,2	0,8	1,9			
Job strain et TMS									
Bildt 2000 (bas du dos)	2,20	0,80	5,80	2,30	1,10	4,70			
Canivet 2008 (cou, épaule, bas du dos)	1,06	0,70	1,63	1,39	1,00	1,93			
Clays 2007 (bas du dos)	1,13	0,91	1,40	0,99	0,77	1,27			
Elders 2004 (bas du dos)	2,24	0,77	6,53						
Hannan 2005 (bras, main)							1,28	0,58	2,85
Hannan 2005 (cou, épaule)							1,65	0,91	2,99
Josephson 1997 (cou, épaule, dos)				1,50	0,60	3,50			
Ijzelenberg 2005 (bas du dos)							1,75	1,08	2,84
Ijzelenberg 2005 (cou, membres supérieurs)							2,07	1,31	3,26
Krause 1998 (épaule)							1,28	0,85	1,92
Ostergren 2005 (cou épaule)	0,94	0,63	1,40	1,49	1,10	2,03			
Rugulies 2005 (bas du dos)							1,30	0,96	1,75
Rugulies 2005 (cou)							1,52	1,13	2,05
Van den Heuvel 2005 (coude, poignet, main)							1,15	0,64	2,07
Van den Heuvel 2005 (cou, épaule)							1,54	0,97	2,44

Lecture : Le risque relatif RR ajusté est le ratio entre deux risques de maladie ou de décès, l'un chez les exposés et l'autre chez les non exposés. Il est ajusté car il corrige des variables qui peuvent modifier l'association entre l'exposition et la maladie (variables d'ajustement précisées dans les tableaux 1 à 3 de cette annexe).

Source : SULTAN-TAIEB *et al.*, 2011.