

Taux d'incidence et déterminants individuels des arrêts de travail chez les artisans et commerçants indépendants, intérêt épidémiologique

Probability of sickness absence for self-employed French workers, epidemiological relevance

Ha-Vinh P¹, Berdeu D², Sauze L³

Résumé

Objectifs : Nous avons recherché le taux d'incidence et les facteurs individuels associés aux arrêts de travail chez les artisans et commerçants. Nous avons voulu vérifier si ces données peuvent servir à la prévention des pathologies.

Méthodes : L'étude a porté sur une cohorte en population générale de 48 654 travailleurs indépendants artisans et commerçants âgés de 18 à 60 ans suivis entre le 1^{er} octobre 2002 et le 15 mai 2008. Les facteurs étudiés étaient : le sexe, l'âge, le lieu de naissance, le lieu de résidence, le statut marital, la présence de personnes à charge (enfant ou conjoint), la présence d'une affection de longue durée, l'activité professionnelle, l'ancienneté dans la profession, l'exonération de cotisation. L'analyse du délai de survenue de l'arrêt de travail a été faite par le modèle de régression de Cox.

Résultats : Le taux d'incidence d'arrêt de travail est de 8,24 cas par 100 personnes-années (9,70 % chez les artisans et 6,96 % chez les commerçants) il est plus élevé après 50 ans (9,45 %) ainsi que pour certaines professions (11,55 % dans la construction, 9,16 % dans les transports).

Tous les facteurs étudiés ont un lien significatif avec le taux d'incidence d'arrêt de travail à l'exception du facteur exonération de cotisation (les liens les plus forts concernent les travailleurs de la construction : RR = 1,54 ou en affection de longue durée : RR = 2,18).

Conclusion : Les arrêts de travail font l'objet de sur-déclarations ou de sous-déclarations incitant à la prudence quant à l'utilisation des arrêts de travail pour cibler les groupes à risque sanitaire. Des études complémentaires doivent être faites sur l'état de santé réel de ces travailleurs à risque élevé d'arrêt de travail.

Prat Organ Soins 2009;40(2):99-112

Mots-clés : Congé maladie ; travailleur indépendant ; assurance maladie ; indemnités journalières ; indemnité travailleurs ; arrêt de travail ; maladies professionnelles ; contrôle des demandes d'indemnité.

Summary

Aim: This population-based, longitudinal study identifies incidence rate and risk factors for sickness absence among active self-employed workers (craftmen and shopkeeper). We question whether this results can guide primary prevention research and target interventions for high-risk sub-groups.

Methods: A population-based retrospective cohort of 48,654 self-employed workers aged 18-60, was followed up from October 2002 until May 2008. Individual data were gathered from workers' affiliation register : age, sex, place of birth, place of residence, marital status, having children or spouse as dependants, having persistent illness, professional activity, length of service, tax exemption. Injury or illness absences during the follow up were obtained from the health insurance compensation claims. Predictors for absence were identified using Cox regression multivariate model.

Results: The incidence rate of the sickness leave is 8,24 cases per 100 persons years (shopkeeper : 6,96% ; craftmen : 9,70%). It's higher for those who are more than 50 year old (9,45%) and for workers of the building construction activity (11,55%) and transport activity (9,16%). Cox regression model showed that all factors except tax exemption are predictive of sickness leave (the most significantly related are construction activity : RR = 1,54 and having persistent illness : RR = 2,18).

Conclusion: Groups of persons proved to be at high-risk for sick-leave during their affiliation to social insurance. This results must be taken prudently as epidemiological data because some self-employed workers do not file claim for their workers' compensation insurance even if they are in bad physical condition and some file claim even if they are in good medical condition. Better information on health conditions of this groups would enhance our administrative data.

Prat Organ Soins 2009;40(2):99-112

Keywords: Sick leave; daily benefits; self-employed workers; health insurance; workers' compensation; occupational diseases; insurance claim reviews.

¹ Médecin-conseil, Régime social des indépendants, Caisse Provence-Alpes.

² Médecin-conseil chef de service, Régime social des indépendants, Caisse Languedoc-Roussillon.

³ Médecin-conseil régional, Régime social des indépendants, Caisse Provence-Alpes.

INTRODUCTION

1. Contexte

Les maladies du système ostéoarticulaire, des muscles et du tissu conjonctif (pour plus d'un sur quatre), les troubles mentaux et du comportement (pour près d'un sur cinq) et les lésions traumatiques (pour environ un sur dix) représentent les trois motifs les plus fréquents d'arrêt de travail chez les salariés [1]. Pour l'ensemble des arrêts de travail la fraction attribuable aux conditions physiques de travail (contraintes posturales) est supérieure à la fraction attribuable aux conditions psychiques de travail (stress mental) [2, 3] et la fraction attribuable aux accidents du travail est inférieure à la fraction attribuable aux accidents de la vie privée [4]. Contrairement aux travailleurs salariés chez qui les médecins du travail étudient l'exposition professionnelle aux risques [5], les travailleurs indépendants n'ont pas de service de médecine du travail. De plus, contrairement à la Caisse nationale de l'assurance maladie des travailleurs salariés (CNAMTS), le Régime social des indépendants (RSI) ne prélève pas de cotisation supplémentaire pour les accidents du travail et les maladies professionnelles. Ces cotisations peuvent avoir un effet dissuasif sur le non-respect des consignes de sécurité.

En 2005, un peu plus de 20 % de la population active des salariés a bénéficié d'un arrêt de travail pour maladie ou accident (à l'exclusion du risque accident du travail et des maladies professionnelles) [6] alors que le taux d'artisans indemnisés pour arrêt de travail était de 3,8 % en 1996 [7] et de 9,3 % en 2001 et que le taux de commerçants indemnisés était de 6,3 % en 2001 [8].

Selon une enquête transversale par questionnaire concernant la prévalence des arrêts de travail en France, parmi les actifs, 12,2 % des indépendants ont déclaré au cours de leur vie professionnelle un arrêt de travail d'au moins quatre semaines consécutives contre 9,6 % chez les cadres, 9,9 % chez les agriculteurs, 13,8 % chez les employés et 17,2 % chez les ouvriers [9].

Le taux d'incidence d'arrêt de travail de plus de trois jours pour accident du travail est évalué à 4,99 % en France et à 4,08 % en Europe [10].

Les arrêts de travail ont été peu étudiés chez les travailleurs indépendants, la plupart des études portant sur les travailleurs salariés. Le travailleur indépendant a la réputation de s'arrêter peu ou en dernier recours lorsque son problème de santé est grave alors que le travailleur salarié aurait une variabilité plus grande de ses arrêts de travail en fonction de facteurs non médicaux tels que le taux de chômage, le nombre de contrôles par les caisses, la profession exercée [6, 11].

2. Objectif et hypothèse

Dans ce contexte nous avons souhaité savoir si les travailleurs indépendants avaient toujours un taux d'incidence d'arrêt de travail plus faible que les travailleurs salariés ou si un rattrapage s'était effectué. Par ailleurs nous avons émis l'hypothèse que les travailleurs indépendants avaient aussi, à l'instar des travailleurs salariés, une variabilité de leur recours à l'arrêt de travail en fonction de critères non liés à la santé (sociodémographiques et professionnels). Après avoir validé cette hypothèse nous avons essayé d'expliquer les mécanismes extra médicaux et les motivations réelles qui aboutissent à la décision de déclarer ou de ne pas déclarer un arrêt de travail pour raison de santé chez le travailleur indépendant. Nous nous sommes interrogés sur la pertinence de l'utilisation des déclarations d'arrêts de travail comme source de renseignements épidémiologiques pour guider le dépistage des risques et la prévention des maladies et des accidents.

MÉTHODES

1. Matériel

a) Avis d'arrêt de travail

Le RSI Provence-Alpes protégeait en 2005, dans la région Provence-Alpes, 27 272 artisans actifs et 32 538 commerçants actifs contre le risque d'arrêt de travail pour cause d'accident ou de maladie. Il couvrait quatre départements : les Bouches-du-Rhône, le Vaucluse, les Alpes de Haute-Provence et les Hautes-Alpes. Le niveau de couverture est le même quelle que soit la cause de l'accident ou de la maladie (professionnelle ou extra-professionnelle). Ces artisans et commerçants appartiennent à la catégorie socioprofessionnelle des travailleurs indépendants [12]. Lorsqu'ils débutent leur activité les travailleurs indépendants ont l'obligation de s'inscrire au RSI. Par la suite, s'ils se trouvent dans l'incapacité physique, temporaire, constatée par leur médecin traitant, de continuer une activité professionnelle pour cause de maladie ou d'accident, ils peuvent adresser au RSI un avis d'arrêt de travail sur lequel leur médecin traitant mentionne les éléments d'ordre médical le justifiant (articles D615-17 pour les artisans, D615-37 pour les commerçants et L. 162-4-1 du code de la sécurité sociale). Le RSI leur verse en retour des indemnités journalières. La procédure est identique que la maladie ou l'accident aient une origine professionnelle ou extra-professionnelle (vie privée).

b) Bases de données

Le RSI enregistre et conserve dans des bases de données l'historique des périodes d'activité professionnelle

de chaque travailleur indépendant. L'historique des avis d'arrêt de travail, avec les éléments d'ordre médical mentionnés par le médecin traitant, adressés au Service médical du RSI par ces travailleurs indépendants est également enregistré et conservé dans des bases de données médicales. La Commission nationale de l'informatique et des libertés (CNIL) a autorisé le Service médical du RSI à exploiter ces bases de données à des fins de recherche épidémiologique.

2. Mise en œuvre

a) Recueil des données.

Un recueil longitudinal de données individuelles a permis de constituer *a posteriori* une cohorte de travailleurs indépendants et d'en suivre le parcours. Ce recueil a été effectué sous la forme de deux extractions informatiques lancées en juin 2008 sur les bases de données du RSI Provence-Alpes : une extraction d'inclusion et une autre de suivi :

- Inclusion : la première extraction informatique a constitué la cohorte. Elle s'est faite en sélectionnant dans l'historique des périodes d'activité, tous les travailleurs de moins de 60 ans qui étaient en activité professionnelle au 1^{er} octobre 2002. Notre inclusion a lieu au 1^{er} octobre 2002, date à laquelle la législation a été modifiée pour aligner les durées de prise en charge des arrêts de travail par le RSI sur celles du Régime des travailleurs salariés : jusqu'à un maximum de 360 jours d'arrêt de travail, ou de trois ans si l'assuré est reconnu atteint de certaines affections graves. Nous avons limité notre étude aux travailleurs de moins de 60 ans car au-delà, le travailleur peut demander sa mise en retraite sans adresser d'arrêt de travail.
- Suivi : notre cohorte inclut donc tous les travailleurs qui étaient en activité au 1^{er} octobre 2002 sans que nous sachions par avance s'ils ont ou non adressé un arrêt de travail postérieurement à cette date ce qui est l'événement étudié. La seconde extraction informatique a surveillé cette cohorte dans le temps en récupérant pour ces travailleurs, sur l'historique des arrêts de travail, tous les arrêts de travail survenus pendant la période de surveillance qui a débuté au 1^{er} octobre 2002 et s'est terminé au 15 mai 2008.

Pour chaque travailleur de la cohorte les variables recueillies étaient :

- *À l'inclusion* : le sexe ; l'âge ; le lieu de naissance (étranger/France) d'après les 6^e et 7^e chiffres du numéro de sécurité sociale ; le département de résidence (Bouches-du-Rhône/Vaucluse, Alpes de Haute-Provence, Hautes-Alpes) ; le type de commune de résidence (urbaine/rurale) ; la situation familiale du travailleur (marié/non marié) ; la présence d'un conjoint ou d'un concubin à la charge du travailleur, c'est-à-dire

ne travaillant pas ou étant simple collaborateur non rémunéré (oui/non) ; la présence d'enfant(s) à charge, âgés de moins de 19 ans (oui/non) ; le groupe professionnel du travailleur (commerçant/artisan) ; l'activité professionnelle principale selon la Nomenclature d'activité française (NAF) ; l'ancienneté de l'activité professionnelle (moins de trois ans, de trois à neuf ans, dix ans et plus) ; l'exonération de cotisation sociale (oui/non) ; le bénéficiaire d'une prise en charge à 100 % pour affection de longue durée (oui/non).

– *À la fin du suivi* :

- Indicateur de censure (modèle de Cox) :
 - égal à 0 pour les travailleurs ayant adressé au moins un avis d'arrêt de travail durant la période de surveillance ;
 - égal à 1 pour les travailleurs n'ayant adressé aucun avis d'arrêt de travail durant la période de surveillance.
- Délai de survenue du premier arrêt de travail ou de la censure (modèle de Cox) :
 - temps écoulé entre le 1^{er} octobre 2002 et la date de survenue du premier arrêt de travail postérieur à cette date ;
 - en l'absence d'arrêt de travail, la date de radiation du travailleur du RSI ;
 - en l'absence d'arrêt de travail et de radiation du travailleur du RSI, la date de fin de surveillance : le 15 mai 2008.

b) Analyse des données

Le taux d'incidence du premier arrêt de travail exprimé en nombre de cas par 100 personnes-années a été calculé. Ce taux est égal au nombre de travailleurs de la cohorte ayant un indicateur de censure égal à 0 rapporté à la somme des délais de survenue du premier arrêt de travail ou de la censure de tous les travailleurs de la cohorte (tableau I).

La probabilité de survenue d'un premier arrêt de travail à l'instant *t* (ou risque instantané) a été calculée. Le risque instantané a tenu compte d'une part du temps écoulé entre le début de la période de surveillance et le premier arrêt de travail et d'autre part de la durée du suivi s'il n'y a pas eu d'arrêt de travail (radiation du régime ou fin de la surveillance sans survenue d'arrêt de travail). Nous avons utilisé le modèle d'analyse de survie de Cox [13] pour calculer les risques relatifs (RR) qui sont égaux aux rapports des risques instantanés de chaque modalité de la variable étudiée sur une modalité de référence. Ce modèle de régression a permis d'isoler les effets propres de chaque variable sur le risque instantané de présenter un arrêt de travail, tout en contrôlant les autres variables, les résultats étant exprimés toutes choses égales par ailleurs.

Nous avons effectué une régression de Cox séparément sur chaque tiers (d'effectifs égaux) de notre population

Tableau I
Taux d'incidence du premier arrêt de travail selon le sexe et le groupe professionnel
(RSI Provence-Alpes 2002-2008).

| Sexe et groupe professionnel | Effectifs de la cohorte | Durée de suivi totale : somme des temps écoulés par travailleur entre l'inclusion et la survenue du premier arrêt ou de la censure en jours a) | Nombre de travailleurs ayant présenté au moins un arrêt de travail depuis l'inclusion b) | Taux d'incidence (%) par 100 personnes-années = (b/a) *365 |
|--------------------------------------|-------------------------|---|---|---|
| <i>Commerçants</i> | | | | |
| Hommes | 17 722 | 22 665 614 | 4 067 | 6,55 |
| Femmes | 8 215 | 9 665 562 | 2 101 | 7,93 |
| Total | 25 937 | 32 331 176 | 6 168 | 6,96 |
| <i>Artisans</i> | | | | |
| Hommes | 18 767 | 23 102 358 | 6 205 | 9,80 |
| Femmes | 3 950 | 5 010 887 | 1 267 | 9,23 |
| Total | 22 717 | 28 113 245 | 7 472 | 9,70 |
| <i>Total artisans et commerçants</i> | <i>48 654</i> | <i>60 444 421</i> | <i>13 640</i> | <i>8,24</i> |

divisée en fonction de l'âge : le tiers le plus jeune (18-39 ans) ; le tiers d'âge intermédiaire (39-48 ans) et le tiers le plus âgé (48-60 ans) (tableau III).

RÉSULTATS

1. Description de la cohorte à l'inclusion

On a dénombré 48 654 travailleurs indépendants de moins de 60 ans qui étaient en activité au 1^{er} octobre 2002. Le sex-ratio est de trois hommes pour une femme. Leur moyenne d'âge en 2002 était de 43 ans (minimum 18 ans ; maximum 60 ans). On dénombrait 1,14 commerçant pour un artisan. Les activités les plus fréquentes selon la Nomenclature des activités française étaient (tableau II) : G-Commerce ou réparations automobile et d'articles domestiques : 13 944 (29 %) ; F-Construction : 9 592 (20 %) ; K-Immobilier, location

et services aux entreprises : 7 941 (16 %) ; H-Hôtels et restaurants : 5 266 (11 %).

2. Taux d'incidence d'arrêt de travail par personnes-années.

La somme des délais de survenue du premier arrêt de travail ou de la censure des 48 654 travailleurs de la cohorte était égale à 165 601 années (soit un délai moyen de 3,4 années par travailleur). En tout 13 640 travailleurs ont présenté un arrêt de travail durant leur suivi. Le taux d'incidence était donc de $13\,640/165\,601 = 8,24$ cas par 100 personnes-années (tableau I). Les artisans avaient un taux d'incidence plus élevé que les commerçants (9,70 par 100 personnes-années vs 6,96 par 100 personnes-années) (tableau I). Le taux d'incidence augmentait après 50 ans (7,91 % entre 40 et 49 ans ; 9,45 % entre 50 et 60 ans) (tableau I bis).

Tableau I bis
Taux d'incidence du premier arrêt de travail selon l'âge (RSI Provence-Alpes 2002-2008).

| Tranche d'âge en 2002 | Effectifs de la cohorte | Durée de suivi totale : somme des temps écoulés par travailleur entre l'inclusion et la survenue du premier arrêt ou de la censure en jours a) | Nombre de travailleurs ayant présenté au moins un arrêt de travail depuis l'inclusion b) | Taux d'incidence (%) par 100 personnes-années = (b/a) *365 |
|-----------------------|-------------------------|---|---|---|
| 18-39 ans | 17 525 | 21 431 584 | 4 458 | 7,59 |
| 40-49 ans | 16 676 | 21 762 175 | 4 714 | 7,91 |
| 50-60 ans | 14 453 | 17 250 662 | 4 468 | 9,45 |
| <i>Total</i> | <i>48 654</i> | <i>60 444 421</i> | <i>13 640</i> | <i>8,24</i> |

Tableau II
Taux d'incidence du premier arrêt de travail selon le secteur d'activité
(RSI Provence-Alpes 2002-2008).

| Secteur d'activité (code NAF sur 1 caractère) | Effectifs de la cohorte | Durée de suivi totale : somme des temps écoulés par travailleur entre l'inclusion et la survenue du premier arrêt ou de la censure en jours a) | Nombre de travailleurs ayant résenté au moins un arrêt de travail depuis l'inclusion b) | Taux d'incidence (%) par 100 personnes- années = (b/a) *365 |
|--|----------------------------------|---|--|---|
| A Agriculture, chasse, sylviculture | 164 | 226 638 | 36 | 5,80 |
| B Pêche, aquaculture, services annexes | 1 | 2 053 | 0 | 0,00 |
| C Industries extractives | 26 | 35 310 | 6 | 6,20 |
| D Industrie manufacturière | 5 192 | 6 633 383 | 1 478 | 8,13 |
| E Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau | 12 | 14 044 | 5 | 12,99 |
| F Construction | 9 592 | 10 965 286 | 3 471 | 11,55 |
| G Commerce ; réparations automobile et d'articles domestiques | 13 944 | 17 608 132 | 3 541 | 7,34 |
| H Hôtels et restaurants | 5 266 | 6 038 448 | 1 330 | 8,04 |
| I Transports et communications | 2 232 | 2 908 152 | 730 | 9,16 |
| J Activités financières | 122 | 176 149 | 24 | 4,97 |
| K Immobilier, location et services aux entreprises | 7 941 | 10 292 346 | 1 754 | 6,22 |
| M Éducation | 280 | 388 005 | 67 | 6,30 |
| N Santé et action sociale | 125 | 158 148 | 30 | 6,92 |
| O Services collectifs, sociaux et personnels | 3 757 | 4 998 327 | 1 168 | 8,53 |
| <i>Total</i> | <i>48 654</i> | <i>60 444 421</i> | <i>13 640</i> | <i>8,24</i> |

Les taux d'incidence les plus élevés concernaient les secteurs d'activité suivants : E-Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau 12,99 par 100 personnes-années ; F-Construction 11,55 par 100 personnes-années ; I-Transports et communications 9,16 par 100 personnes-années (tableau II).

3. Probabilité de déclarer un arrêt de travail

Les travailleurs présentant un risque relatif (RR) significativement élevé de déclarer un arrêt de travail, toutes choses égales par ailleurs étaient : les travailleurs de sexe féminin (RR = 1,32 et 1,18), les travailleurs nés en France (RR = 1,12), résidant dans les Bouches-du-Rhône (RR = 1,09), en milieu rural (RR = 1,10) ou à Marseille (RR = 1,14), les travailleurs mariés (RR = 1,17 et 1,09), ayant à charge un enfant mineur (RR = 1,18 et 1,14), les travailleurs atteints d'une affection de longue durée (RR = 2,18 et 1,92 et 1,91), les artisans (RR = 1,26 et 1,16 et 1,21), les garagistes (RR = 1,23), les personnes travaillant dans la construction (RR = 1,42 et 1,54 et 1,53), l'hôtellerie (RR = 1,20) et les transports (RR = 1,17 et 1,30) (tableau III).

Les travailleurs présentant un risque relatif significativement plus faible de déclarer un arrêt de travail, tou-

tes choses égales par ailleurs étaient : les travailleurs ayant un conjoint ou un concubin à charge (RR = 0,81) et les travailleurs ayant moins de trois ans d'ancienneté (RR = 0,88) (tableau III).

Le fait d'être exonéré de cotisation n'était pas un déterminant de la survenue d'un arrêt de travail (tableau III).

DISCUSSION

1. Le taux d'incidence de l'arrêt de travail

Dans notre travail la durée totale de suivi théorique allait du 1^{er} octobre 2002 au 15 mai 2008 soit cinq ans et sept mois. Les durées de suivi les plus longues que nous avons retrouvées dans la littérature étaient respectivement de six ans [14] et huit ans [15]. L'effectif de notre cohorte de 48 654 travailleurs est supérieur à celui de la cohorte japonaise (8 794) [15] et de la cohorte des employés d'Électricité et Gaz de France (13 226) [14].

Dans nos résultats le taux d'incidence d'un premier arrêt de travail quelle qu'en était la cause (travail ou vie privée) pour 100 personnes-années est de 8,24 %

Tableau III 1^{re} partie
Impact des caractéristiques à l'inclusion, sur le risque instantané de déclarer un premier arrêt de travail après l'inclusion : risques relatifs (RR) ajustés selon le modèle de Cox (RSI Provence-Alpes 2002-2008).

| Caractéristiques du travailleur à l'inclusion | Effectifs | Âge : 18-39 ans (n = 16 218 Médiane : 34 ans) | | Âge : 39-48 ans (n = 16 219 Médiane : 44 ans) | | Âge : 48-60 ans (n = 16 217 Médiane : 53 ans) | |
|---|-----------|---|------------------------|--|------------------------|---|------------------------|
| | | RR | IC ^a à 95 % | RR | IC ^a à 95 % | RR | IC ^a à 95 % |
| - Masculin | 36 489 | 1 | | 1 | | 1 | |
| - Féminin | 12 165 | 1,321 | 1,220 ; 1,430 | 1,021 | 0,942 ; 1,106 | 1,183 | 1,100 ; 1,272 |
| - Étranger | 8 257 | 1 | | 1 | | 1 | |
| - France | 40 397 | 1,120 | 1,005 ; 1,248 | 0,961 | 0,893 ; 1,035 | 0,972 | 0,905 ; 1,044 |
| - Autres | 18 757 | 1 | | Département de résidence | | 1,040 | 0,975 ; 1,11 |
| - Bouches-du -Rhône | 29 897 | 1,093 | 1,017 ; 1,174 | 1,064 | 0,994 ; 1,139 | | |
| - Urbain sauf Marseille | 28 221 | 1 | | Commune de résidence | | 1 | |
| - rural | 9 344 | 0,941 | 0,865 ; 1,023 | 1,006 | 0,931 ; 1,086 | 1,109 | 1,031 ; 1,193 |
| - Marseille | 11 089 | 1,142 | 1,053 ; 1,238 | 1,067 | 0,986 ; 1,155 | 1,078 | 1,000 ; 1,162 |
| - Autres | 20 460 | 1 | | Situation maritale | | 1 | |
| - Marié | 28 194 | 1,179 | 1,099 ; 1,265 | 1,036 | 0,969 ; 1,108 | 1,092 | 1,019 ; 1,171 |
| - non | 35 829 | 1 | | Présence d'un conjoint ou concubin à la charge du travailleur, c'est-à-dire ayant-droit de l'assuré | | 1 | |
| - oui | 12 825 | 0,815 | 0,731 ; 0,909 | 0,930 | 0,853 ; 1,014 | 1,005 | 0,939 ; 1,075 |
| - non | 36 055 | 1 | | Présence d'un enfant de moins de 19 ans à la charge du travailleur, c'est-à-dire ayant-droit de l'assuré | | 1 | |
| - oui | 12 599 | 1,185 | 1,097 ; 1,28 | 1,140 | 1,060 ; 1,226 | 0,970 | 0,891 ; 1,057 |
| - non | 46 197 | 1 | | Le travailleur est atteint d'une affection de longue durée | | 1 | |
| - oui | 2 457 | 2,184 | 1,831 ; 2,604 | 1,928 | 1,710 ; 2,174 | 1,913 | 1,765 ; 2,073 |

Les résultats significatifs au seuil de 5 % sont en gras.

^a IC : intervalle de confiance

Lecture : de 18 à 39 ans les femmes ont un risque 1,32 fois plus élevé que les hommes d'arrêt de travail alors que de 39 à 48 ans il n'y a pas de différence significative de risque d'arrêt de travail en fonction du sexe.

Tableau III 2^e partie
Impact des caractéristiques à l'inclusion sur le risque instantané de déclarer un premier arrêt de travail :
risques relatifs (RR) ajustés selon le modèle de Cox (RSI Provence-Alpes 2002-2008).

| Caractéristiques du travailleur à l'inclusion | Effectifs | Âge : 18-39 ans (n = 16 218 Médiane : 34 ans) | | Âge : 39-48 ans (n = 16 219 Médiane : 44 ans) | | Âge : 48-60 ans (n = 16 217 Médiane : 53 ans) | |
|---|-----------|---|------------------------|--|------------------------|---|------------------------|
| | | RR | IC ^a à 95 % | RR | IC ^a à 95 % | RR | IC ^a à 95 % |
| - Commerçant | 25 937 | 1 | | 1 | | 1 | |
| - Artisan | 22 717 | 1,264 | 1,166 ; 1,369 | 1,166 | 1,078 ; 1,26 | 1,219 | 1,13 ; 1,316 |
| - Autre | 27 890 | 1 | | 1 | | 1 | |
| - Garagiste | 1 773 | 1,096 | 0,917 ; 1,31 | 1,166 | 0,999 ; 1,361 | 1,233 | 1,067 ; 1,425 |
| - Construction | 9 592 | 1,42 | 1,293 ; 1,558 | 1,541 | 1,41 ; 1,683 | 1,531 | 1,402 ; 1,672 |
| - Hôtel-restaurant | 5 266 | 1,101 | 0,984 ; 1,233 | 1,204 | 1,085 ; 1,336 | 1,209 | 1,095 ; 1,335 |
| - Transports | 2 118 | 1,176 | 1,002 ; 1,38 | 1,309 | 1,142 ; 1,5 | 1,125 | 0,988 ; 1,28 |
| - Coiffure | 2 015 | 0,939 | 0,816 ; 1,081 | 1,151 | 0,977 ; 1,357 | 1,108 | 0,96 ; 1,279 |
| - 10 ans et plus | 16 245 | 1 | | Ancienneté de l'activité | | 1 | |
| - moins de 3 ans | 17 174 | 0,952 | 0,857 ; 1,057 | 0,947 | 0,876 ; 1,024 | 0,889 | 0,817 ; 0,967 |
| - de 3 à 9 ans | 15 235 | 1,046 | 0,943 ; 1,161 | 1,019 | 0,95 ; 1,093 | 0,998 | 0,932 ; 1,07 |
| - Non | 46 464 | 1 | | Le travailleur bénéficie d'une exonération de cotisation | | 1 | |
| - Oui | 2 190 | 0,934 | 0,82 ; 1,065 | 0,884 | 0,745 ; 1,05 | 1,115 | 0,894 ; 1,391 |

Les résultats significatifs au seuil de 5 % sont en gras.

^a IC : intervalle de confiance

Lecture : de 48 à 60 ans les travailleurs ayant moins de trois ans d'ancienneté ont un risque 0,111 fois plus faible d'arrêt de travail alors qu'avant 48 ans il n'y a pas de différence significative de risque d'arrêt de travail en fonction de l'ancienneté.

tous métiers confondus (9,70 % chez les artisans et 6,96 % chez les commerçants). Le taux d'incidence de notre étude reste donc très inférieur au taux d'incidence d'arrêt de travail retrouvé chez les travailleurs salariés en 2005 (20 %) [6]. Il est par contre très proche des taux retrouvés en 2001 par la Caisse nationale de professions indépendantes chez les artisans (9,3 %) et les commerçants (6,3 %) [8].

Dans la littérature il faut distinguer les études de cohorte chez des sujets *a priori* en bonne santé [2, 14-17] des études de cohorte de travailleurs ayant déjà une pathologie avérée ou ayant déjà adressé une demande d'indemnisation pour arrêt de travail à leur compagnie d'assurance [18, 19]. Ces dernières ont dès lors comme critère principal non pas la survenue d'un premier arrêt de travail mais le délai dans lequel intervient la reprise du travail après l'arrêt (égal au nombre de jours de travail perdus) ou la survenue d'une rechute après un premier arrêt. Dans la littérature sur les arrêts de travail, les études de cohorte représentent une minorité, la plupart des études étant des études transversales :

- d'une part les enquêtes transversales de prévalence par questionnaire, la question sur la survenue d'un arrêt de travail peut porter sur toute la carrière professionnelle passée, mais il existe alors un biais lié à la mémoire du travailleur qui peut ne pas se souvenir de tous ses arrêts de travail et un biais de survie sélective car on n'interroge pas les travailleurs déjà exclus du monde du travail du fait d'un problème de santé au moment de l'enquête ;
- d'autre part les enquêtes transversales d'incidence qui comptent le nombre de cas d'arrêts de travail observés une année donnée par rapport au nombre de personnes susceptibles de bénéficier d'un arrêt cette année-là.

2. Les déterminants de la probabilité d'adresser un arrêt de travail.

Le modèle logistique a montré que, toutes choses égales par ailleurs, tous les facteurs étudiés à l'exception de l'exonération de cotisation étaient des facteurs prédictifs d'arrêt de travail pour au moins une classe d'âge. Les liaisons les plus fortes concernant les travailleurs de la construction (RR = 1,42 ; 1,54 ; 1,53) et les travailleurs en affection de longue durée (RR = 2,18 ; 1,92 ; 1,91) (tableau III).

a) Âge

Selon nos données le taux d'incidence d'arrêt de travail augmentait à partir de 50 ans (tableau I bis). Ceci est contraire à ce qui a été retrouvé chez les salariés chez qui la fréquence des arrêts diminuait avec l'âge (mais la durée des arrêts s'allongeait) [6].

b) Sexe

Dans notre travail, les femmes avaient, avant 39 ans, 1,32 fois plus de risque instantané d'avoir un arrêt de travail que les hommes (tableau III). La différence s'estompait après cet âge mais ne s'inversait pas. Ceci est retrouvé dans d'autres études chez les salariés : les femmes avaient une probabilité plus forte d'être arrêtées dans les classes d'âge les plus jeunes [20]. L'étude nationale de 2002 sur les travailleurs indépendants retrouvait également ce sur-risque féminin [8]. Ce risque plus élevé d'arrêt de travail chez les femmes était indépendant du fait d'avoir des enfants ou d'être marié puisque ces facteurs étaient intégrés dans le modèle de régression. Le sur-risque d'arrêt de travail féminin semble être une spécificité du travailleur indépendant. En effet, une étude portant sur 1 313 salariés du privé a retrouvé un risque plus élevé de présenter au moins un arrêt de travail chez les hommes [21] et une enquête sur tous types de travailleurs a retrouvée également une fréquence plus élevée d'arrêt de travail d'au moins un mois chez les hommes [9]. Par contre les études s'intéressant non pas au nombre des arrêts mais à leur durée une fois qu'ils sont survenus ont retrouvé une durée plus longue de l'arrêt chez les femmes [22, 23].

c) Origine géographique

Parmi les travailleurs indépendants en activité dans la région Provence, 17 % étaient nés à l'étranger. Avant 39 ans les travailleurs nés en France avaient 1,12 fois plus de risque d'arrêt de travail par rapport à ceux qui étaient nés à l'étranger, passé cet âge la différence n'est plus significative. Avant 39 ans le fait de résider dans les Bouches-du-Rhône multipliait par 1,09 le risque d'arrêt, le fait de résider à Marseille multipliait par 1,14. On peut en conclure que le comportement d'arrêt de travail est déterminé par l'endroit où l'on vit et où l'on est né. À notre connaissance aucune étude n'a analysé le lieu de naissance, la plupart des études analysent le lieu de résidence ou d'exercice professionnel [24, 25]. On pourrait penser que le sur-risque d'arrêts de travail puisse être localement expliqué par une plus forte densité de l'offre médicale dans le département des Bouches-du-Rhône et notamment à Marseille. Cette hypothèse n'est néanmoins pas confirmée par une étude récente sur la densité médicale et l'absentéisme au travail qui a montré qu'il n'y a pas de lien entre la densité de médecin par habitant et le nombre d'arrêts de travail par habitant [26].

d) Statut familial

Nous avons mis en évidence, chez les artisans et les commerçants, qu'être marié multipliait par 1,17 avant

39 ans et 1,09 après 48 ans le risque d'arrêt de travail et qu'avoir un conjoint ou un concubin à charge diminuait le risque d'arrêt de travail avant 39 ans (tableaux III). Une hypothèse explicative pourrait être l'assistance mutuelle entre époux lorsque les deux époux travaillent. Il faut savoir que le montant des indemnités journalières versées par la caisse en cas d'arrêt maladie ne suffit pas à couvrir les charges engendrées par l'embauche d'un remplaçant. Or la législation interdit la présence sur les lieux de travail de l'assuré pendant l'arrêt maladie. Les assurés qui travaillent avec leur conjoint peuvent déclarer plus d'arrêts maladie que ceux qui ne peuvent pas se faire remplacer par leur conjoint. Dans le cas où le conjoint travaille dans une autre entreprise, il apporte néanmoins une source de revenus au foyer qui vient compléter les indemnités journalières versées par la caisse pour permettre à l'assuré de se faire remplacer et de payer ses charges. On ne peut pas dire si, par rapport à une norme représentée par un déséquilibre entre l'état de santé et l'effort physique ou psychique requis, il y avait un abus d'arrêt de la part des travailleurs mariés ou une insuffisance de déclaration d'arrêts chez les travailleurs non mariés. Dans le premier cas nous nous trouverions devant ce que les économistes dénomment l'aléa moral [21, 26, 27] et les médecins la recherche d'un bénéfice secondaire.

Quoi qu'il en soit le facteur de risque « mariage » est spécifique au travailleur indépendant. Ce facteur n'est pas retrouvé dans les études concernant la fréquence des arrêts chez les travailleurs salariés [21].

Chez les salariés le facteur « divorce » augmente la durée des arrêts [22, 28].

Le risque d'arrêt de travail était multiplié par 1,18 avant 39 ans et 1,14 de 39 à 48 ans chez les travailleurs indépendants qui avaient un ou des enfants de moins de 19 ans à charge (tableaux III). Chez les salariés, le nombre de personnes à charge augmentait le risque d'arrêt de travail [19, 23]. L'usage de l'arrêt de travail peut être détourné pour soigner un enfant malade ou régler un problème lié à l'enfant. Contrairement au salarié le travailleur indépendant n'a pas à justifier son absence auprès de son patron par un arrêt maladie ce qui devrait en théorie limiter ce mésusage. Mais à l'inverse le mésusage de l'arrêt de travail peut être accentué par le fait qu'il n'y a pas de contrôle patronal de la justification des arrêts de travail chez le travailleur indépendant qui est « son propre patron ». Une étude récente de l'Institut national de la statistique et des études économiques sur la démographie française a constaté que le taux d'activité des femmes diminuait avec le nombre d'enfants mais pas celui des hommes [29]. Notons que dans notre étude le fait d'avoir des enfants augmentait le risque d'ar-

rêt, toute chose égale par ailleurs, c'est-à-dire indépendamment d'être marié ou pas, d'être une femme ou un homme.

e) Présence d'une affection de longue durée

La présence d'une affection de longue durée (ALD) entraînant l'exonération du ticket modérateur a été utilisée ici comme variable d'ajustement, car il était attendu que les personnes en ALD aient un risque accru d'arrêt de travail. C'est d'ailleurs le déterminant le plus fort en termes de risque relatif de la survenue d'un arrêt de travail.

f) Type de travail exercé

Derrière l'affection de longue durée c'était le deuxième facteur de risque le plus fortement lié à l'arrêt de travail. En ce qui concerne les risques instantanés relatifs, nos données ont montré que, toutes choses égales par ailleurs, les artisans avaient plus de risque d'arrêts que les commerçants quel que fut l'âge et que les plus forts différentiels de risque étaient retrouvés dans la construction, surtout à partir de 39 ans, suivie par les transports entre 39 et 48 ans (tableau III). Il est connu que la profession influence l'état de santé [30] par le biais du niveau d'étude, du niveau de revenu et peut-être plus généralement par la position de l'individu dans la hiérarchie sociale [31]. En plus de cela, les caractéristiques intrinsèques à la nature du travail exercé peuvent, en elles-mêmes, augmenter la fréquence des arrêts de travail par deux mécanismes distincts, mais qui parfois se superposent, selon que le travail est pénible et/ou que le travail est exigeant [28, 32].

Il y a deux types de pénibilité [33] :

- la pénibilité qui expose aux risques d'accident ou de maladie professionnelle comme le travail nocturne ou à horaire décalé, ou le travail au contact de matières dangereuses, qui a des effets sur la santé qui peuvent être décalés et survenir longtemps après le départ en retraite, qui peut d'ailleurs, au moment de la vie active et de l'exposition au risque, ne pas être mal vécue (exemple de l'exposition à l'amiante) ;
- la pénibilité où la tâche effectuée est vécue dans l'instant comme pénible dans le sens « difficile à supporter » selon que l'on considère plus globalement la souffrance physique ou psychique, voire le mal-être global au travail. Cette pénibilité vécue n'a pas forcément d'effets sur la santé après la cessation d'activité mais renforce le souhait d'arrêter de travailler. Chez le commerçant ou l'artisan cette pénibilité vécue peut être le fait de difficultés économiques rencontrées par son entreprise, de contentieux prud'homal avec ses employés, de litige avec ses associés et être à l'origine de symptômes d'usure physique et/ou psychique.

Le travail peut ne pas être pénible mais être néanmoins exigeant :

dans ce cas il n'y a pas forcément une exposition au risque ou une pénibilité vécue mais l'exécution de la tâche exige une parfaite aptitude physique compromise par le moindre problème de santé [16, 17, 28, 27]. Certains métiers de l'artisanat entrent dans ce cadre comme les couvreurs ou les travaux acrobatiques sur corde (cordistes) ou même la coiffure. En effet, à pathologie identique, les commerçants peuvent en général continuer à faire fonctionner malgré tout leur fond de commerce, ils éprouvent donc vraisemblablement moins le besoin de faire constater des arrêts de travail par leur médecin traitant (par contre lorsqu'ils s'arrêtent, leurs arrêts durent plus longtemps que les artisans car ils sont souvent concomitants à la fermeture définitive de leur magasin). Pour le même degré d'incapacité, l'artisan du bâtiment, qui exerce un métier demandant la pleine possession de ses moyens physiques, sera plus affecté que le commerçant et présentera plus souvent à sa caisse un arrêt de travail.

g) Ancienneté dans l'activité et l'exonération de charge

Ce sont deux facteurs interdépendants car les exonérations de charge (pour les chômeurs repreneurs ou créateurs d'entreprise et pour les installations en zone sensible) sont attribuées uniquement durant la ou les deux premières années d'activité.

Parmi les travailleurs de notre étude, les arrêts de travail de ceux qui, à l'inclusion, étaient des nouveaux installés ou bénéficiaient de ces aides n'étaient pas significativement différent par rapport à ceux des autres, sauf pour les travailleurs âgés de plus de 48 ans chez qui les nouveaux installés (moins de trois ans) avaient moins d'arrêts de travail que les autres. Deux explications peuvent être retenues : d'une part la « foi du charbonnier » du nouvel installé qui « doit faire ses preuves » et d'autre part le fait qu'il existe un an de carence de droit aux arrêts de travail durant la première année d'installation. Une étude interne au RSI, non publiée, a montré que le taux d'incidence du premier arrêt de travail après l'installation est de 3,3 par 100 personnes-années.

3. Les arrêts de travail reflètent-ils obligatoirement une détérioration de l'état de santé ?

Les arrêts de travail reflètent d'abord un travail exigeant sur le plan physique.

D'un métier à l'autre la probabilité d'arrêt de travail peut augmenter uniquement parce que la difficulté physique du travail augmente et pas forcément parce que

l'état de santé du travailleur se détériore. Néanmoins, et sur le long terme le travail physiquement exigeant peut jouer de deux façons opposées sur l'état de santé du travailleur : d'un côté par la pénibilité en le détériorant par un phénomène d'usure [33], de l'autre par la sélection en ne laissant entrer ou en ne conservant dans le métier que les sujets les plus robustes et donc en meilleur état de santé.

Certaines pathologies, bien que graves, ne donnent pas lieu à arrêt de travail.

Les événements entraînant rapidement le décès ne donnent pas lieu à déclaration d'arrêt de travail au RSI (par exemple les morts subites d'origine cardio-vasculaire ou les accidents du travail mortels).

Les pathologies chroniques une fois stabilisées, bien que très invalidantes ou de mauvais pronostic (par exemple sclérose en plaques appareillée, syndrome d'immunodéficience acquise sous trithérapie, diabète insulino-dépendant) pour lesquelles lors de son inscription au RSI l'assuré a déjà compensé son handicap physique et les contraintes des traitements pour pouvoir travailler en adaptant soit ses horaires, soit son poste de travail, parfois avec l'aide d'employés supplémentaires, ne donnent pas non plus forcément lieu à une déclaration d'arrêt de travail (même si, on l'a vu, les arrêts de travail sont plus fréquents chez les travailleurs en affection de longue durée). D'autant plus que l'arrêt de travail pour 1 mi-temps thérapeutique n'est pas pris en charge par le RSI et donc non comptabilisé dans notre étude.

Certains travailleurs bien que s'arrêtant de fait de travailler, ne déclarent pas obligatoirement leurs arrêts maladie à leur assureur [34, 35]. D'autre part, alors que l'arrêt de travail serait pleinement justifié, la crainte de perdre des clients ou de ne pas pouvoir faire face à ses charges du fait que les indemnités journalières versées par le RSI ne compensent pas la perte de chiffre d'affaires peut dissuader le travailleur indépendant d'arrêter le travail car le travailleur indépendant, bien que théoriquement sans lien de subordination, présente une dépendance de fait dans le travail (situation des franchisés, des tâcherons, des prestataires qui travaillent en sous-traitance pour un seul gros client : dans toutes ces situations, la dépendance peut être encore plus importante que celle d'un salarié).

Comme cela peut être le cas chez les salariés, un absentéisme faible n'est pas nécessairement corrélé à un bon état de santé mais peut s'expliquer par la crainte de perdre son emploi ou plus subtilement par « une baisse de la capacité à analyser son propre état de santé qui est un indice fort d'une dégradation de l'état de santé mentale » [36].

Inversement certains contextes entraînent une sur-déclaration d'arrêts de travail par rapport à la gravité réelle de la pathologie. Si son absence est rendue indolore à son entreprise par la présence d'associés ou de membres de la famille ou de salariés performants, le travailleur indépendant peut avoir une propension à sur-déclarer des arrêts de travail le concernant. Cette sur-déclaration existe également s'il a décidé soit de cesser définitivement son activité sans repreneur du fait de problèmes économiques insolubles soit de transmettre son entreprise florissante à un membre de sa famille sans contrepartie financière. Au vu de nos résultats il y a également probablement sur-déclaration lorsque le travailleur a des enfants jeunes. Ces comportements sont désignés par les économistes sous le terme d'« aléa moral » [21, 26, 27].

Ils sont d'autant plus difficiles à contrôler que, le travailleur indépendant étant « son propre patron », il n'existe pas chez lui, contrairement aux salariés, de contrôle des arrêts de travail par des médecins diligentés par l'employeur au domicile du travailleur [37].

4. Rôle limité du médecin traitant.

Le médecin traitant ne fait que constater l'arrêt de travail, à la demande expresse du travailleur, et est rarement le prescripteur actif ayant l'initiative de l'arrêt de travail. Il doit se limiter à constater que le travailleur est dans l'incapacité temporaire de continuer une activité professionnelle quelle qu'elle soit (articles D615-17 pour les artisans et D615-37 pour les commerçants du code de la Sécurité sociale). Lorsque cette condition d'incapacité à tout travail n'est plus remplie, la reprise de son travail est laissée à l'appréciation du travailleur indépendant dont c'est la responsabilité de juger s'il est apte ou non à reprendre son activité professionnelle avec toutes les spécificités qu'elle comporte. En aucun cas la suppression d'un arrêt de travail par le médecin-conseil ou le refus de prescription d'un arrêt de travail par le médecin traitant ne peuvent être considérés comme un certificat d'aptitude du travailleur à son travail (normalement rédigé par le médecin du travail... qui n'existe pas chez les travailleurs indépendants).

Dans les comportements de sur-déclaration d'arrêt de travail le médecin traitant qui remplit le formulaire d'avis d'arrêt de travail se borne à constater l'interruption de travail à la demande de son patient et à mentionner les éléments d'ordre médical qui justifient (aux yeux de son patient ? ...) l'arrêt du travail (article L. 162-4-1 du code de la sécurité sociale) [37]. Une étude récente sur la densité médicale et l'absentéisme au travail montre qu'il n'y a pas de lien entre la densité de médecin par habitant et le nombre d'arrêts de travail par habitant [26].

Donc s'il n'y a pas d'effet de frein de la part des médecins traitants il n'y a pas non plus d'effet d'offre. Ceci se comprend aisément car évaluer la réalité et le degré d'incapacité d'un travailleur à continuer son activité est une tâche difficile même pour un expert indépendant [38, 39].

Dans les comportements de sous-déclaration, le médecin traitant, même s'il est persuadé du mauvais état de santé de son patient et de sa contre-indication au travail, n'a aucun pouvoir pour l'obliger à s'arrêter de travailler. Ce pouvoir est détenu chez les salariés par le médecin du travail qui n'existe pas chez le travailleur indépendant.

5. Est-il néanmoins possible d'utiliser les arrêts de travail en épidémiologie ?

En ce qui concerne les groupes à risque d'arrêt de travail, lorsque l'on observe une différence de probabilité d'arrêt de travail entre deux catégories de travailleurs, il faut se demander quelle est la part liée à la pénibilité ou à l'exigence du travail exercé, si des pathologies sont exclues des arrêts de travail du fait de leur évolution très rapide ou au contraire de leur stabilisation, s'il y a un recours abusif à l'arrêt de travail du fait de problèmes économiques ou au contraire un recours insuffisant alors qu'il serait justifié du fait de difficultés à se faire remplacer. Il faut également se poser la question de la qualité des certificats d'arrêt de travail au regard des diagnostics mentionnés.

Ce n'est qu'après avoir répondu à ces questions que l'on pourra attribuer la différence observée à des états de santé différents [40, 41]. De ce fait, il convient d'être prudent dans l'utilisation des facteurs déterminants des arrêts de travail comme outil de ciblage des groupes à risque. Nos résultats concernant le sur-risque d'arrêt des travailleurs du bâtiment, des artisans ou des femmes doivent être complétés par d'autres études épidémiologiques basées sur un examen de l'état de santé plus précis de ces groupes. À cet effet, un croisement des déterminants des arrêts de travail pourrait être fait avec les déterminants des affections de longue durée [42].

Ces précautions étant prises, une intervention coordonnée du RSI auprès des soignants et auprès des travailleurs visant à améliorer la santé au travail, peut faire baisser significativement les coûts des arrêts de travail [43, 44]. Par la suite une évaluation de ces mesures préventives sera nécessaire [45].

Remerciements

Les auteurs remercient le Régime social des indépendants pour l'accès aux bases de données pour ce travail. Les interprétations des résultats n'engagent que

les auteurs. Les auteurs demeurent seuls responsables des erreurs.

Conflits d'intérêts : aucun.

RÉFÉRENCES

1. Mission des soins de ville, Mission statistiques. Description des populations du régime général en arrêt de travail de 2 à 4 mois. Caisse nationale de l'assurance maladie des travailleurs salariés ; Paris ; Octobre 2004.
 2. Bang Christensen K, Lund T, Labriola M, Villadsen E, Bültmann U. The fraction of long-term sickness absence attributable to work environmental factors : prospective results from the Danish Work Environment Cohort Study. *Occup Environ Med.* 2007 Jul;64:487-9.
 3. Askenazy P. Les désordres du travail. Enquête sur le nouveau productivisme. La république des idées. Paris : Seuil, 2004.
 4. Thélot B. Les accidents de la vie courante : un problème majeur de santé publique. *BEH* n° 19-20/2004.
 5. Hamon-Cholet S, Sandret N. Accidents et conditions de travail, Suffering from chronic disease at the workplace. Documents pour le médecin du travail. 2007;111:383-9.
 6. Kusnik-Joinville O, Lamy C, Merlière Y, Polton D. Déterminants de l'évolution des indemnités journalières maladie. Paris : Points de repère, Caisse nationale de l'assurance maladie des travailleurs salariés. 2006;5.
 7. Blatier JF. Indemnités journalières des artisans : vers une gestion économique du risque ? *Journal d'économie médicale* 1999;17:423-36.
 8. Service médical de la CANAM. Communication. Paris : CANAM ; 2002.
- Régime d'Assurance maladie des professions indépendantes (AMPI). Les indemnités journalières. Paris : AMPI ; 2002.
9. Gourdol A. Les interruptions d'activité pour raisons de santé au cours de la vie professionnelle. Paris : Ministère de la santé et des solidarités, Études et résultats n° 418 ; 2005.
 10. Eurostat, Commission européenne. Statistiques sociales européennes. Accidents du travail et problèmes de santé liés au travail. Données 1994-2000. Luxembourg : Office des publications officielles des Communautés européennes ; 2002.
 11. Muller G, De Bailliencourt S, Pavan C, Forterre B, Boyer D, Aimar-Adda P, Allemand H. Prescriptions d'arrêts de travail : impact de deux actions d'accompagnement menées par le service médical de l'Assurance maladie. *Prat Organ Soins.* 2006;37:189-95.
 12. Piatecki C, Ferrier O, Ulmann P. Les travailleurs indépendants. Paris : Economica ; 1997.
 13. Christensen KB, Andersen PK, Smith-Hansen L, Nielsen ML, Kristensen TS. Analyzing sickness absence with statistical models for survival data. *Scand J Work Environ Health.* 2007;33:233-9.
 14. Melchior M, Niedhammer I, Berkman LF, Goldberg M. Do psychosocial work factors and social relations exert independent effects on sickness absence ? A six year prospective study of the GAZEL cohort *J Epidemiol Community Health.* 2003;57:285-93.
 15. Morikawa Y, Martikainen P, Head J, Marmot M, Ishizaki M, Nakagawa H. A comparison of socio-economic differences in long-term sickness absence in a Japanese cohort and a British cohort of employed men. *Eur J Public Health.* 2004;14:413-6.
 16. Moreau M, Valente F, Mak R, Pelfrene E, de Smet P, De Backer G, et al. Occupational stress and incidence of sick leave in the Belgian workforce : the Belstress study. *J Epidemiol Community Health.* 2004;58:507-16.
 17. Lund T, Labriola M, Christensen KB, Bültmann U, Villadsen E. Physical work environment risk factors for long term sickness absence : prospective findings among a cohort of 5357 employees in Denmark. *BMJ.* 2006;332:449-52.
 18. Post M, Krol B, Groothoff JW. Work-related determinants of return to work of employees on long-term sickness absence. *Disabil Rehabil* 2005;27:481-8.
 19. Oleinick A, Gluck JV, Guire K. Factors affecting first return to work following a compensable occupational back injury. *Am J Ind Med.* 1996;30:540-55.
 20. Midy F. Les indemnités journalières versées au titre des arrêts maladie par le régime général : état des lieux et déterminants. *Rev Med Ass Maladie.* 2005;36:237-46.
 21. Grignon M, Renaud T. Sickness and injury leave in France : moral hazard or strain ? Paris : Institut de recherche et de documentation en économie de la santé ; 2007.
 22. Cheadle A, Franklin G, Wolfhagen C, Savarino J, Liu PY, Salley C, et al. Factors influencing the duration of work-related disability : a population-based study of Washington State workers' compensation. *Am J Public Health.* 1994;84:190-6.
 23. Stover B, Wickizer TM, Zimmerman F, Fulton-Kehoe D, Franklin G. Prognostic factors of long-term disability in a workers' compensation system. *J Occup Environ Med.* 2007;49:31-40.

24. Vahtera J, Virtanen P, Kivimäki M, Pentti J. Workplace as an origin of health inequalities. *J Epidemiol Community Health*. 1999;53:399-407.
25. Prins R, de Graaf A. Comparison of sickness absence in Belgian, German, and Dutch firms. *Br J Ind Med*. 1986;43:529-36.
26. Grignon M, Renaud T. Moral hazard, doctors, and absenteeism in France. Preliminary analysis based on aggregate data. *Rev Epidemiol Sante Publique*. 2007;55:243-51.
27. Afssa C, Givord P. Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie. Paris : Institut national de la statistique et des études économiques, Direction des statistiques démographiques et sociales ; 2006.
28. Voss M, Floderus B, Diderichsen F. How do job characteristics, family situation, domestic work, and lifestyle factors relate to sickness absence ? A study based on Sweden Post. *J Occup Environ Med* 2004;46:1134-43.
29. Chardon O, Daguet F. Enquêtes annuelles de recensement 2004 à 2007 ; L'activité des femmes est toujours sensible au nombre d'enfants. Institut national de la statistique et des études économiques, Première n° 1171 ; 2008.
30. Cambois E. Careers and mortality in France : evidence on how far occupational mobility predicts differentiated risks. *Soc Sci Med*. 2004;58:2545-58.
31. Renaud M. De l'épidémiologie sociale de la prévention : quinze ans de recherche sur l'étiologie sociale de la maladie. *Rev Epidemiol Sante Publique*. 1987;35:3-19.
32. Volkoff S, Daubas P, Letourneux V, Chassaing K, Lasfargues G, Villatte R, et al. Les évolutions de la santé au cours de la vie professionnelle : altération - préservation - construction. Actes du séminaire Vieillesse et travail Année 2004 ; Noisy-le-Grand (France) : Centre d'études de l'emploi, Rapport de recherche ; 2005.
33. Lasfargues G. Départs en retraite et « travaux pénibles » : l'usage des connaissances scientifiques sur le travail et ses risques à long terme pour la santé. Noisy-le-Grand (France) : Centre d'études de l'emploi, Rapport de recherche ; 2005.
34. Biddle J, Roberts K, Rosenman KD, Welch EM. What percentage of workers with work-related illnesses receive workers' compensation benefits ? *J Occup Environ Med*. 1998;40:325-31.
35. Rosenman KD, Gardiner JC, Wang J, Biddle J, Hogan A, Reilly MJ, et al. Why most workers with occupational repetitive trauma do not file for workers' compensation. *J Occup Environ Med*. 2000;42:25-34.
36. Duchange JP. Des indicateurs et quelques questions du groupe santé psychique ARACT-ANACT illustrés par des diagnostics courts dans les régions Ile-de-France et du Centre. In : Bourgeois F, ed. TMS et évolution des conditions de travail. Les actes du séminaire. Paris ; 1998. Agence nationale pour l'amélioration des conditions de travail ; 1998.
37. Junod W. Prescription et contrôle des arrêts de travail pour cause de maladie au regard de la déontologie médicale. Paris : Conseil national de l'ordre des médecins ; 2000.
38. Lax MB, Manetti FA, Klein RA. Medical evaluation of work-related illness: evaluations by a treating occupational medicine specialist and by independent medical examiners compared. *Int J Occup Environ Health*. 2004;10:1-12.
39. Lax M. Independent of what ? The independent medical examination business. *New Solut*. 2004;14:219-51.
40. Söderberg E, Alexanderson K. Sickness certificates as a basis for decisions regarding entitlement to sickness insurance benefits. *Scand J Public Health*. 2005;33:314-20.
41. Frenzel-Beyme R, Marcolini M, Steinhäuser A. Work absenteeism data a source of information for epidemiological research in occupational risks ? *Soz Präventivmed*. 1990;35:117-24.
42. Bréchon F, Czernichow P, Leroy M, Blum-Boisgard C. Chronic diseases in self-employed French workers. *J Occup Environ Med*. 2005;47:909-15.
43. Bernacki EJ, Tsai SP. Ten years' experience using an integrated workers' compensation management system to control workers' compensation costs. *J Occup Environ Med*. 2003;45:508-16.
44. Green-McKenzie J, Parkerson J, Bernacki E. Comparison of workers' compensation costs for two cohorts of injured workers before and after the introduction of managed care. *J Occup Environ Med*. 1998;40:568-72.
45. Kaminski M. Évaluation des actions de prévention des risques professionnels. *Rev Epidemiol Sante Publique*. 1986;34:237-44.

