

Reproduction sur d'autres sites interdite
mais lien vers le document accepté :

*Any reproduction is prohibited but
direct links to the document are allowed:*

<http://www.irdes.fr/recherche/documents-de-travail/068-quel-est-l-impact-de-la-survenue-d-un-accident-du-travail-sur-la-sante-et-le-parcours-professionnel.pdf>



Document de travail
Working paper

Quel est l'impact de la survenue d'un accident du travail sur la santé et le parcours professionnel ?

Mohamed Ali Ben Halima, Camille Regaert (Irdes)

DT n° 68

Septembre 2015

Institut de recherche et documentation en économie de la santé

Irdes - 117bis, rue Manin - 75019 Paris - Tél. : 01 53 93 43 00 - www.irdes.fr

La collection des documents de travail de l'Irdes est un support de diffusion de prépublications scientifiques. Cette collection a pour vocation de stimuler la réflexion et la discussion en matière d'analyse et de méthode économiques appliquées aux champs de la santé, de la protection sociale ainsi que dans le domaine de l'évaluation des politiques publiques. Les points de vue exprimés dans les documents de travail ne reflètent que ceux de leurs auteurs. Les lecteurs des Documents de travail sont encouragés à contacter les auteurs pour leur faire part de leurs commentaires, critiques et suggestions.

* * *

IRDES Working Papers collection is established as a means of ensuring quick dissemination of research results and prepublished versions of scientific articles. The papers aim to stimulate reflection and discussion with regard to analysis and methods applied in health economics and public policy assessment. The work presented in IRDES Working papers collection may not always represent the final results and sometimes should be treated as work in progress. The opinions expressed are uniquely those of the authors and should not be interpreted as representing the collective views of IRDES or its research funders. Readers are encouraged to email authors with comments, critics and suggestions.

IRDES INSTITUT DE RECHERCHE ET DOCUMENTATION EN ÉCONOMIE DE LA SANTÉ
117bis, rue Manin 75019 Paris • Tel. : 01 53 93 43 06 •
www.irdes.fr • E-mail : publications@irdes.fr

- **Directeur de publication / Director of publication** Yann Bourgueil
- **Secrétariat général d'édition / Publisher** Anne Evans
- **Relecteurs / Reviewers** Paul Dourgnon, Pascale Lengagne
- **Maquettiste / Lay-out artist** Franck-Séverin Clérembault
- **Assistant à la mise en page / Lay-out assistant** Damien Le Torrec
- **Diffusion / Diffusion** Sandrine Béquignon, Suzanne Chriqui
- **Imprimé par / Printed by** Sprint Copy (Paris) • **Dépôt légal** : octobre 2015
- **ISBN** : 978-2-87812-413-2 • **ISSN papier** : 2101-5902 • **ISSN électronique** : 2102-6386

Sommaire

1. Introduction.....	7
2. Revue de la littérature	8
2.1. Les déterminants des accidents du travail	8
2.2. Impact des accidents du travail sur le parcours professionnel et la santé..	11
3. Bases de données	13
3.1. Description de la base de données utilisée pour l'analyse des déterminants des accidents du travail.....	13
3.2. Description des variables de performance et statistiques descriptives de la base de données pour l'évaluation de l'impact des accidents du travail	15
4. Méthode.....	19
4.1. Analyse des déterminants des accidents du travail par les modèles à effets fixes	19
4.2. Impact causal à moyen terme des accidents du travail par la méthode d'appariement exact	20
5. Résultats	23
5.1. Analyse des déterminants des accidents du travail.....	23
5.2. Impact des accidents du travail sans Incapacité partielle permanente (IPP) sur le salaire, le parcours professionnel et la santé.....	25
5.3. Impact des accidents du travail avec Incapacité partielle permanente (IPP) sur le salaire, le parcours professionnel et la santé.....	29
6. Discussion et conclusion.....	32
7. Bibliographie	35

Quel est l'impact de la survenue d'un accident du travail sur la santé et le parcours professionnel ?

Mohamed Ali Ben Halima^a, Camille Regaert^a

RÉSUMÉ : Les indemnités pour accidents du travail et maladies professionnelles présentent la plus forte hausse des dépenses d'indemnités journalières avec 2,7 milliards d'euros en 2010. Le coût moyen d'un accident du travail avec arrêt est de 3 000 €. Des politiques de prévention ont ainsi été mises en œuvre pour réduire la sinistralité, préserver la santé de la population active.

Notre étude se propose, en premier lieu, d'approfondir l'éclairage porté sur le lien entre accidents du travail et déterminants individuels, environnementaux et d'entreprise. Une modélisation économétrique en panel est utilisée sur données médico-administratives appariées de 2005 à 2010, le panel Hygie. Elle permet d'étudier simultanément la dynamique des comportements et leurs éventuelles hétérogénéités tout en raisonnant « toutes choses égales par ailleurs ». Dans un second temps, nous analysons les effets causaux de la survenue d'un accident du travail en 2006 sur le salaire, l'emploi et le nombre de jours d'arrêts de travail quatre années suivant le choc, en utilisant la méthode d'appariement exact en doubles différences.

Les résultats obtenus par le modèle à effets fixes concordent avec ceux de la littérature. En effet, ils suggèrent que le risque d'accident du travail dépend en grande partie des caractéristiques individuelles mais également des caractéristiques de l'entreprise. Il existe un effet négatif durable de l'accident du travail sur le salaire annuel qui s'amplifie dans le temps. Les femmes et les individus de moins de 35 ans semblent les plus touchés. La survenue d'un accident du travail impacte aussi le statut sur le marché du travail avec une augmentation de la probabilité moyenne d'être en emploi irrégulier : +4,2 % pour les hommes, +5,1 % pour les femmes. L'accident du travail a une forte incidence sur le nombre de jours d'arrêts de travail : +7,9 jours par an pour les hommes, +10,6 jours pour les femmes. Si l'on tient compte de la gravité des accidents du travail par la reconnaissance d'une Incapacité partielle permanente (IPP), les résultats sont plus marqués : la perte moyenne de salaire des hommes est de 5 139 € et de 5 156 € pour les femmes. Les individus sont également plus souvent en emploi irrégulier cette probabilité augmentant de 25,7 % pour les hommes et de 28,7 % pour les femmes. Pour autant, l'accident du travail n'apparaît pas comme un facteur de désinsertion professionnelle, aucun effet sur la probabilité d'être au chômage de longue durée ne se distinguant.

CODES JEL : J24, J31, J28, I10.

MOTS CLÉS : Accident du travail, Etat de santé, Carrière professionnelle.

^a Institut de recherche et documentation en économie de la santé, Irdes.
Auteurs référents : mohamedali.benhalima@gmail.com ; regaert@irdes.fr

What Impact Do Occupational Accidents Have on Health and Career Path?

Mohamed Ali Ben Halima^a, Camille Regaert^a

ABSTRACT: The occurrence of occupational accidents have been a long-standing concern among social players: employees, employers and policy-makers. Even if the cost of daily sickness benefits is twice higher than other daily benefits, workers' compensation recorded the highest increase with a cost of 2.7 billion euros in 2010. The average cost of a work-related injury with leave amounts to 3,000€. Preventive policies have been implemented to reduce accidents, protect workers' health and maintain their competitiveness.

The aim of this study is first to provide further insights into the relationship between occupational accidents and individual, environmental and workplace determinants. This was achieved using econometric modeling and an analysis of HYGIE panel data based on matched medical-administrative files from 2005 to 2010. A model of this type makes it possible to simultaneously account for behavioral dynamics and their eventual heterogeneity whilst applying the assumption "all other things being equal". Secondly, the causal effects of an occupational accident occurring in 2006 on earnings, employment status and the number of days absence from work over the four years following the accident were studied using the difference-in-differences matching method. In order to determine whether the effects of the variables introduced in the analysis varied according to gender, men and women were estimated separately. The severity of the work-related injury was also taken into account using permanent partial disability (PPD) declarations.

The results obtained using the fixed effects model were consistent with the literature. Indeed, they suggest that occupational accidents depend mainly on individual characteristics but also on firm characteristics. The second part of the analysis makes it possible to conclude that occupational accidents have a negative and durable effect on annual earnings; an effect that is amplified over time. Furthermore, women and individuals aged under 35 appear to be the most impacted. A work-related injury also has an impact on individuals' labour market status in that it increases the average likelihood of being employed on an irregular basis: +4.2% for men against +5.1% for women. Workplace accidents have a major impact on the number of days absence from work with an overall increase of 7.9 days per year for men against 10.6 days for women. Taking the the severity of injuries into account through the declaration of PPD showed that the impact is further amplified since the average loss of earnings amounted to 5,139 € for men against 5,156 € for women. The probability of being employed on a temporary contract is also increased by 25.7% for men and 28.7% for women. Occupational accidents are not factors of professional exclusion as nothing indicated an increased effect on the probability of being in long-term unemployment.

JEL CODES: J24, J31, J28, I10.

KEYWORDS: Occupational accidents, Health status, Professional career.

^a Institut de recherche et documentation en économie de la santé, Irdes.
Authors for correspondance: mohamedali.benhalima@gmail.com; regaert@irdes.fr

1. Introduction

Selon l'article L.411.1 du code de la Sécurité sociale, « est considéré comme accident du travail, quelle qu'en soit la cause, l'accident survenu par le fait ou à l'occasion du travail à toute personne salariée ou travaillant, à quelque titre ou en quelque lieu que ce soit pour un ou plusieurs employeurs ou chefs d'entreprise ». En outre, sont considérés comme accidents du travail, les accidents survenus pendant l'horaire de travail, mais aussi avant et après l'horaire officiel (si la présence est tolérée ou prévue par l'employeur et en rapport avec le travail), pendant les jours fériés (sur demande de l'employeur), pendant les pauses ayant lieu dans l'enceinte de l'entreprise et autorisées par l'employeur.

L'Organisation internationale du travail estime que les maladies liées au travail et les accidents occasionnent des pertes économiques s'élevant à 4 % du PIB (ILO, 2003). Dans son rapport de 2009, la Commission européenne évalue qu'en 2005, environ 4 millions d'accidents du travail ont entraîné des absences de 3 jours ou plus dans les pays de l'Europe des quinze (UE-15). En outre, pour chaque travailleur de l'Union européenne des 15, en moyenne, 1,3 jour ouvrable est perdu chaque année en raison d'un accident du travail et 2,1 jours en raison d'autres problèmes de santé liés au travail.

Les accidents du travail (AT) préoccupent depuis longtemps les acteurs sociaux, travailleurs, employeurs et décideurs publics. La branche accidents du travail et maladies professionnelles (AT-MP) de la Caisse nationale d'assurance maladie des travailleurs salariés (Cnamts) a pour mission de prendre en charge les victimes d'accidents du travail et de maladies professionnelles par le versement du remboursement des soins, des indemnités journalières et de rentes en cas d'incapacité permanente. En 2009, le niveau des dépenses publiques de santé en France s'élève à 11,8 % du PIB. En 2010, les dépenses de la branche AT-MP représentent 2,1 % du solde du Régime général. Bien que les dépenses d'indemnités journalières maladie soient plus de deux fois supérieures à celles des autres indemnités journalières, ce sont les indemnités AT-MP qui affichent la plus forte hausse avec 2,7 milliards d'€ en 2010. Le coût moyen d'un accident du travail avec arrêt est de 3 000 €, celui des troubles musculo-squelettiques de 24 000 €. Les derniers chiffres publiés par la branche AT-MP relatifs à l'année 2011 montrent une hausse de 1,7 % des accidents du travail par rapport à 2010. De même, les accidents de trajet et les maladies professionnelles ont également subi une hausse de respectivement 1,6 % et 8,6 %. Des politiques de prévention ont ainsi été mises en œuvre afin de réduire la sinistralité et de préserver la santé de la population active. Constituant une catégorie particulière de la santé au travail, les accidents du travail sont rarement appréhendés comme un problème de santé publique. Cependant, il existe un programme de prévention national 2009-2012 de l'Assurance maladie qui vise à réduire la sinistralité des AT-MP. De plus, le deuxième plan de santé au travail 2010-2014 insiste pour que la préservation de la santé au travail soit un sujet prioritaire et se fixe pour objectif d'infléchir les expositions aux risques AT-MP et de développer une politique de prévention active des risques professionnels. Les accidents du travail constituent donc un enjeu national, tout en demeurant un problème individuel. La survenue d'un accident du travail affecte l'état de santé de l'individu, parfois même durablement s'il a une incapacité partielle permanente (IPP), mais également sa carrière professionnelle. Elle s'accompagne souvent d'une perte de

revenus, qui peut s'avérer importante selon l'entreprise¹, mais aussi d'un coût difficilement mesurable sur l'employabilité de l'individu. Un accident du travail augmente effectivement la probabilité d'être au chômage.

Nous cherchons à mettre en évidence les déterminants des accidents du travail et l'effet durable de la survenue d'un accident du travail sur la santé d'un individu mais aussi son effet sur la carrière professionnelle aussi bien en termes de salaire que d'employabilité sur le marché du travail. Notre étude se décompose en quatre parties. La première explore la revue de la littérature sur la survenue d'un accident du travail et ses conséquences pour l'individu. La seconde est consacrée à la présentation et à la description de la base de données Hygie². Dans la troisième partie, nous présentons les différentes méthodes économétriques exploitées. Nous utilisons dans un premier temps une modélisation en panel avec étude de modèles à effets fixes. Dans un second temps, nous analysons l'impact à moyen terme de la survenue d'un accident du travail par la méthode d'appariement exact et de doubles différences. Pour cela, nous utilisons le panel Hygie sur la période 2005-2010. La quatrième et dernière partie est consacrée à l'analyse de nos résultats.

2. Revue de la littérature

Notre étude se propose d'une part d'apporter un éclairage sur le lien entre accident du travail et déterminants individuels, environnementaux et d'entreprise et, d'autre part, d'étudier les conséquences économiques de la survenue d'un accident du travail en 2006 sur le salaire, l'emploi et la santé jusqu'à quatre ans après la survenue de l'accident du travail.

2.1. Les déterminants des accidents du travail

Notre recherche se situe à la frontière des études « employeurs/employés » sur le marché du travail (Abowd, Kramarz et Woodcock, 2008), des études sur l'impact des caractéristiques des entreprises sur la santé de leurs employés (Kuhn, Laliver et Zweimüller, 2009) et des études sur la relation entre santé et travail (Currie et Madrian, 1999). De nombreux travaux mettent en avant la diversité des facteurs individuels explicatifs des accidents du travail : le genre, l'âge (Grazier et Sloane, 2007), le salaire (Mainardi, 2004) ou encore les conditions de travail (Euzenat, 2009). Mais peu ont pris en compte tous ces aspects simultanément. À notre connaissance, notre étude est la première en France à intégrer concomitamment tous ces aspects en données de panel. L'apport de cette modélisation est une meilleure identification des facteurs qui peuvent influencer la pro-

¹ Les entreprises prennent en charge l'indemnisation versée aux salariés en cas de sinistre. Pour les entreprises dont l'effectif est compris entre un et dix salariés, un taux de cotisation unique par secteur de risque est appliqué (tarification collective). Pour un effectif dépassant 200 salariés, le taux de cotisation est calculé en fonction des coûts des sinistres survenus dans l'entreprise (tarification individuelle). Pour les entreprises de taille intermédiaire, la tarification est mixte : une part du taux de cotisation dépend des coûts des sinistres survenus dans l'entreprise. Cette part dépend de la taille de l'entreprise.

² La base de données Hygie, utilisée dans cet article, a été construite à l'initiative de l'Institut de recherche et documentation en économie de la santé (Irdes) à l'aide des données fournies par la Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav) et la Caisse nationale d'assurance maladie des travailleurs salariés (Cnamts) avec un financement de la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (Drees).

tabilité d'avoir un accident du travail et l'effet causal des accidents du travail sur le salaire, l'emploi et la santé de l'individu (Wook, 2009).

Dans leur étude, Gyekye et Salminen (2006) affirment que le risque d'accident du travail est lié à deux facteurs principaux, les caractéristiques individuelles liées aux attitudes des travailleurs et des facteurs externes tels que les caractéristiques de l'environnement de travail. C'est pourquoi, il nous semble important de dissocier les déterminants en trois catégories : les caractéristiques propres aux salariés, celles de l'entreprise dans laquelle ils travaillent et l'effet de la situation économique.

Plusieurs études ont abordé l'impact des caractéristiques individuelles sur le risque d'accident du travail (Krauss *et al.*, 2001 ; Askenazy, 2006). Ces dernières démontrent qu'il existe un effet significatif de l'âge sur ce risque auquel les moins de 30 ans sont le plus exposés (Assou, Durand et Graff, 2007). L'étude de la Direction de l'animation de la recherche et des statistiques (Dares, 2009) montre que les salariés de moins de 20 ans et ceux de 20 à 29 ans ont, respectivement, trois et deux fois plus d'accidents du travail que ceux de 50 à 59 ans. Ce phénomène peut s'expliquer par le manque d'expérience des jeunes travailleurs mais aussi du fait qu'ils sont souvent affectés aux postes les plus risqués ou exposés à des contraintes physiques comme les travaux répétitifs et la manutention de lourdes charges (Gervais, Massicote et Champoux, 2006). A partir des données de l'enquête Conditions de travail de 1998, Hamon-Cholet (2002) montre que la probabilité d'avoir un accident augmente considérablement pour les jeunes de moins de 25 ans. En outre, la fréquence des accidents du travail décroît avec l'âge. Cependant, la tendance s'inverse pour les personnes de plus de 55 ans pour lesquelles on observe une augmentation de la gravité des accidents et du taux de leur fréquence avec incapacité permanente (Euzenat, 2009). Ce qui laisserait à penser que l'âge réduit les capacités de résistance des individus à la suite d'un accident du travail. La littérature empirique suggère qu'il existe d'importantes variations dans le taux d'accidents du travail entre les individus selon le genre (Krause *et al.*, 2001 ; Askenazy, 2006). D'après les statistiques de 2010 de la Cnamts, les hommes sont plus touchés par les accidents du travail que les femmes (69 % contre 31 %). Une explication peut être avancée par le type de poste exercé par chacun. Les postes à risques seraient de préférence attribués aux hommes plutôt qu'aux femmes. En termes d'évolution, la sinistralité est nettement différente selon le genre. Le nombre des accidents du travail dont ont été victimes les hommes a baissé de 21,3 % entre 2000 et 2010 tandis que celui des femmes a augmenté de 23,4 % sur la même période. Cette évolution s'explique par l'entrée des femmes dans des secteurs autrefois réservés aux hommes. La dispersion des accidents du travail selon le genre dépend aussi des secteurs d'activité. Therry et Chappert (2012), analysant la sinistralité au travail selon le genre, affirment que la Cnamts comptabilise un nombre plus important d'accidents du travail pour les femmes que pour les hommes dans certains secteurs à prédominance féminine (services de santé, action sociale...). La plupart des travaux empiriques traitant de l'effet de la catégorie socioprofessionnelle sur le risque d'accident du travail affirment que les ouvriers sont les plus touchés (Hamon-Cholet, 2001 ; Euzenat, 2009). Certaines études dénoncent une relation étroite entre la catégorie professionnelle et la variable « genre », les hommes occupant plus fréquemment des postes d'ouvriers.

Si l'on suit la théorie de Grossman (1972), qui traite de l'effet du capital humain sur la participation au marché du travail en termes de revenu et de salaire, un stock élevé de capital humain devrait améliorer la participation au marché du travail et la productivité.

Les accidents du travail sont de nature à entraver la capacité à travailler. Le temps de travail perdu au cours d'une période de récupération peut également avoir des répercussions sur le stock de capital humain (Wooock, 2009). Par ailleurs, Currie et Madrian (1999) montrent qu'un mauvais état de santé réduit la capacité à travailler.

Ne disposant pas d'information sur le niveau d'études des individus, nous supposons que l'année d'entrée de l'individu sur le marché du travail correspond à celle où il a cotisé quatre trimestres pleins au Régime général. Nous considérons cette variable comme un *proxy* du niveau d'études. Dans le rapport réalisé par Amossé *et al.* (2009) sur l'enquête Santé et itinéraire professionnel (Sip), les auteurs montrent que le niveau d'études a un impact relativement important sur le risque d'accident du travail. En effet, les individus ayant un niveau CAP-BEP ou inférieur ont une plus forte proportion d'accidents du travail.

D'autres facteurs, liés à l'environnement de travail, peuvent expliquer la survenue d'accidents du travail comme les caractéristiques de l'établissement, le mode d'organisation du travail ou encore la présence syndicale. Plusieurs études empiriques portent sur l'identification du niveau de risque associé aux différents secteurs d'activité. Les secteurs les plus exposés aux accidents du travail sont le Bâtiment et les travaux publics (BTP), la métallurgie et l'industrie (Serres et Jaquetin, 2010 ; Euzenat, 2009 ; et Krause *et al.*, 2001). Plusieurs secteurs ont connu des changements en termes de masse salariale ou d'organisation au sein des entreprises. En effet, la baisse globale des accidents du travail résulte, d'une part, de l'amélioration sectorielle et, d'autre part, de l'évolution du nombre et de la répartition des salariés. Les secteurs les plus exposés aux accidents du travail sont le BTP, la métallurgie et l'industrie. Le BTP, où les accidents sont les plus graves, est le secteur qui détient l'indice de gravité le plus important. En effet, les efforts physiques et les conditions de travail difficiles favorisent la survenue d'accidents. Cependant, ils enregistrent une diminution des accidents depuis une vingtaine d'années. Cette baisse s'explique par des efforts de prévention, par l'automatisation et le développement du recours à la sous-traitance ainsi que par l'élévation du niveau de qualification des emplois (Bouvet et Yahou, 2001). *A contrario*, les salariés du secteur administratif et culturel sont les moins touchés par les accidents du travail. De plus, les statistiques montrent une forte augmentation du taux de fréquence des accidents du travail dans le secteur des services. Cette augmentation est due à une croissance importante de l'emploi dans ce secteur (le nombre de salariés est multiplié par 5,6 sur les périodes 1955 et 2008 (Cnamts)). Ces différents constats corroborent la nécessité de relativiser l'évolution du nombre d'accidents du travail en tenant compte du nombre de salariés employés. Par ailleurs, les efforts physiques et les conditions de travail difficiles de certains secteurs favorisent la survenue d'un accident du travail. Dans le but d'améliorer la performance en termes de productivité, certaines entreprises industrielles ont commencé à introduire d'importantes innovations organisationnelles (juste-à-temps, polyvalence, production sans gaspillage et pratiques de qualité) qui en perturbant les systèmes de travail peuvent augmenter le risque d'accidents du travail (Askenazy, 2000 ; Askenazy et Caroli, 2006 ; Brenner, Fairris et Ruser, 2004). Hamon-Cholet (2011) affirme que les nouvelles formes d'organisation renforcent l'autonomie des salariés et que ces derniers subissent une contrainte accrue dans l'exercice de leur activité du fait des délais à respecter, des normes de production ou des exigences de la clientèle. Euzenat, Motertzapouraghdam et Roux (2011) étudient, à partir de l'enquête Changements organisationnels et informatisation (COI) appariée aux données administratives de la Cnamts, des Déclarations

annuelles des données sociales (DADS) et des données FICUS de l'Institut national de la statistique et des études économiques (Insee) [données fiscales d'entreprises], l'effet de plusieurs changements d'organisation – tels que le respect des normes, l'analyse fonctionnelle, le travail en équipe autonome et la chaîne logistique – sur le risque d'avoir un accident du travail ou des troubles musculo-squelettiques. Ils ont montré que la mise en place de la labellisation accroît en moyenne les accidents du travail de 7 % et que le changement d'organigramme les augmente de 9 %. Fenn et Ashby (2004) utilisent l'enquête britannique WERS (*Workplace Employee Relations Survey*) pour établir que les employés travaillant dans les grandes entreprises ont une plus faible probabilité de se blesser ou de tomber malade. Ils supposent que, du fait de la surveillance exercée par les régulateurs et les inspecteurs de la sécurité, les grandes entreprises peuvent être plus attentives à la sécurité. Les auteurs rapportent également que les entreprises ayant une plus forte proportion d'employés syndiqués ainsi qu'un Comité d'hygiène, de sécurité et des conditions de travail (CHSCT) déclarent davantage de blessures et de maladies.

Il semblerait qu'il existe une relation de long terme entre la fréquence des accidents du travail et l'activité économique. Le risque d'accident serait en augmentation quand l'activité économique est dynamique (Bouvet et Yahou, 2001 ; Brooker *et al.*, 1995 ; Boone et van Ours, 2002). Plusieurs explications peuvent être avancées : dans les moments de forte expansion économique, le nombre d'emplois augmente. Afin de s'ajuster à ce pic de croissance, les nombres de travailleurs expérimentés et d'embauches sont plus élevés. Ceci crée une pression supplémentaire sur les employés qui, craignant de perdre leur emploi, ont tendance à sous-déclarer leur accident du travail. Nous utiliserons donc le taux de chômage départemental (extrait des bases de données Eco-Santé de l'Irdes) comme *proxy* de l'activité économique de chaque département.

2.2. Impact des accidents du travail sur le parcours professionnel et la santé

L'impact d'un choc de santé sur le parcours professionnel a déjà fait l'objet de nombreux travaux concluant qu'il existe un effet négatif à court, moyen et long terme sur l'employabilité et le revenu des travailleurs accidentés. Dans son étude sur les données américaines (NLSY79), Wook (2009) s'intéresse à une population d'hommes ayant eu un accident sur leur lieu de travail et ne recevant pas de compensation de salaire suite à cet accident. Il montre que ces travailleurs subissent une perte annuelle de salaire variant de 4 200 \$ à 5 800 \$ et que cet effet est persistant dans le temps. Crichton *et al.* (2005) utilisent des données portant sur des hommes et femmes néo-zélandais. Les auteurs montrent que l'impact est plus important pour les femmes et qu'il existe une relation positive entre l'âge et le risque d'accident du travail. Ces résultats sont concordants avec ceux de Reville et Schoeni (2001) qui mettent aussi en avant le lien étroit entre la perte de salaire et la durée de l'arrêt de travail de l'accident. S'ils ne constatent pas d'effet douze mois après l'accident pour les travailleurs ayant un salaire inférieur à 2 500 \$ par mois, en revanche, au-delà de ce seuil, la perte de salaire varie entre 1,3 % et 1,4 %. Quand la durée d'arrêt est longue, la perte de revenu pour les salaires touchant moins de 2 500 \$ est de 10 % à 15 % contre 8,5 % à 9 % pour ceux ayant un salaire supérieur à 2 500 \$.

Plusieurs études empiriques ont également mis l'accent sur l'impact d'un accident du travail selon le niveau d'éducation, le statut occupationnel et le revenu du travailleur (Butler *et al.*, 2005 ; Polidano et Vu, 2012). Polidano et Vu (2012), en utilisant les don-

nées d'enquête sur la dynamique du revenu et du travail en Australie et la méthode d'appariement par score de propension, prouvent que l'éducation est un véritable amortisseur de choc qui tend à amoindrir l'effet d'un accident du travail sur l'employabilité. En effet, les individus ayant un niveau d'éducation élevé subissent une perte d'environ 5 % d'employabilité dans l'année de l'accident contre 7,8 % pour les travailleurs ayant un niveau de formation professionnelle et 12 % pour ceux sans qualification. Ces effets atteignent respectivement 4 %, 9 % et 13,7 %, trois ans après l'accident du travail. Halla et Zweimüller (2013), dans leur étude sur des accidents de trajets, sur données autrichiennes, montrent qu'il existe bien un effet persistant d'un choc de santé négatif. Ils montrent qu'à moyen terme, les individus sont plus souvent sans emploi ou encore qu'une grande part quitte le marché du travail par le biais de la retraite. Pour ceux qui ont conservé leur emploi, la perte de salaire s'inscrit dans le temps.

Se basant sur la théorie du capital humain (Becker, 1975) selon laquelle la productivité du travailleur est déterminée par le stock de capital humain général et spécifique qu'il a accumulé, Butler, Baldwin et Johnson (2006) estiment l'impact d'un accident du travail sur la productivité des travailleurs en mobilisant des données sur 800 travailleurs de l'Ontario victimes d'accidents du travail entre 1989 et 1990 qui ont engendré un état d'invalidité permanente et partielle (IPP). Les individus accidentés ayant une IPP sont des individus ayant conservés des séquelles de leur accident du travail. Elle leur permet de percevoir une indemnisation. En France, ce taux est défini selon plusieurs critères, à savoir, la nature de l'infirmité, l'état de santé général, l'âge de l'individu, ses facultés physiques et mentales ainsi que ses aptitudes et qualifications professionnelles. La détermination d'un taux d'IPP peut être une approximation de la gravité de l'accident. De ce fait, un accident ne donnant pas lieu à une IPP est un accident que nous pouvons considérer comme peu grave. Dans leur étude, Butler, Baldwin et Johnson mesurent la productivité des travailleurs par deux composantes : une première attribuée à l'effet de perte du revenu et une deuxième attribuée à l'effet d'absence au travail. Les auteurs montrent qu'un accident du travail, ayant engendré une IPP, provoque une perte de productivité, la première année après l'accident, de 44 % dont 43 % sont attribués à un effet d'absence au travail et seulement 1 % à l'effet du revenu. Trois années après l'accident du travail, la perte de productivité est de 16 % dont 4 % en absence au travail et 12 % en perte de revenu.

Même si cette revue de littérature n'est pas exhaustive, force est de constater qu'il existe très peu, à ce jour, d'études réalisées à partir de données françaises sur l'impact des accidents du travail. La seule à notre connaissance est celle de Duguet et Le Clainche (2012) qui utilisent des données de l'enquête Santé et itinéraire professionnel (Sip) réalisée entre 2006 et 2007. L'utilisation des données administratives françaises pour étudier l'impact des accidents du travail sur le revenu, l'employabilité et la santé constitue la première originalité de notre étude. La seconde réside dans l'utilisation de spécifications économétriques nous permettant d'identifier des effets causaux à partir des méthodes d'appariement exact et de doubles différences.

3. Bases de données

Notre étude repose sur des données provenant de la fusion de deux fichiers administratifs, un fichier des données issues de l'Assurance maladie (Cnamts) et l'autre de l'Assurance vieillesse (Cnav). Nous disposons ainsi d'une base de données contenant des informations sur les bénéficiaires, leurs carrières professionnelles, leurs consommations médicales, leurs arrêts maladie, les contextes professionnels des salariés et quelques caractéristiques des établissements qui les emploient. Cette base, nommée Hygie, nous permet d'étudier les relations entre la santé, le travail, la carrière professionnelle et les caractéristiques des entreprises. Ce fichier est donc représentatif des salariés du secteur privé en France. Notre étude s'appuie sur un panel de cinq ans³, de 2005 à 2010. Jusqu'à présent, il n'existait pas en France de base de données permettant d'étudier conjointement ces différentes dimensions. Un appariement avec les données DADS a été réalisé pour enrichir la base Hygie avec les données sur les établissements. Nous concentrons donc notre analyse sur les salariés du secteur privé, âgés de 22 à 70 ans en 2005. Sont exclus : les retraités en 2005, ainsi que les individus entrant en retraite entre 2005 et 2010. Ce panel contient 319 087 individus, soit au total 1 914 522 observations sur notre période (cf. tableau 1). Dans la première approche économétrique, nous nous focalisons sur la probabilité de survenue d'un accident du travail. Dans ce but, nous modélisons une variable dichotomique qui décrit la survenue d'un accident ou non pendant l'année sans introduire, dans cette première recherche, la notion de gravité de l'accident.

Tableau 1 Construction de l'échantillon d'étude

	Observations	Individus
1. Panel HYGIE 2005-2010 (exclusion des individus décédés – Retraités)	2 565 213	453 317
2. Cylindrage du panel de bénéficiaire sur la période 2005-2010	-416 295	-50 164
3. Appariement du panel de bénéficiaire avec la base carrière (sélection des années 2005 à 2010)	2 236 623	397 620
4. Cylindrage (présence de l'individu de 2005-2010)	-249 309	-66 401
5. Exclusion des individus n'ayant pas cotisé au moins un trimestre sur la période 2005-2010	-72 792	-12 132
7. Echantillon final 2005-2010	1 914 522	319 087

3.1. Description de la base de données utilisée pour l'analyse des déterminants des accidents du travail

Sur la période 2005-2010, 3,7 % de notre population ont eu au moins un accident du travail. Les hommes et les femmes n'ayant pas les mêmes caractéristiques sur le marché du travail et n'occupant pas le même type de poste, nous réalisons cette étude sur l'échantillon global et selon le genre. Notre population est ainsi constituée de 52,1 % d'hommes

³ Le panel Hygie sera poursuivi jusqu'en 2012, ce qui offrira un panel large de sept ans.
www.irdes.fr/Hygie/

et de 47,9 % de femmes. Le tableau 2 montre que les hommes ont plus d'accidents du travail que les femmes (70 %) en raison d'un travail plus souvent exposé à des risques que celui des femmes. Les individus âgés de 22 à 35 ans et travaillant à temps complet ont le plus de risque d'avoir un accident du travail. Parmi eux, les femmes entrées sur le marché du travail avant 16 ans sont plus touchées que les hommes qui, eux, le sont entre 16 et 22 ans. Le secteur des services est le plus représenté dans notre base alors que les secteurs les plus à risque sont l'industrie, pour les hommes, et l'administration, pour les femmes. Les petites et moyennes entreprises (PME) sont potentiellement les plus à risque en matière d'accidents du travail. La répartition régionale est globalement homogène, seule la région de l'Ouest se démarque avec le plus fort taux d'accidents du travail (23,2 % pour les hommes contre 21,7 % pour les femmes). Les résultats sont très similaires si l'on considère les accidents du travail avec IPP (*cf.* tableau 3).

Tableau 2 Statistiques des variables d'appariement selon le genre pour les accidents du travail sans Incapacité partielle permanente (IPP)

	Homme			Femme		
	Contrôle		Traité	Contrôle		Traité
	Apparié	Non apparié		Apparié	Non apparié	
Classe d'âge						
22 à 35 ans	36,6	9,9	37,9	37,2	5,8	36,1
36 à 45 ans	32,3	39,2	34,2	31,0	47,1	29,9
46 ans et +	31,1	50,9	27,9	31,8	47,0	34,0
Condition d'emploi						
Temps complet	83,7	35,3	86,3	58,1	17,5	60,3
Temps partiel	4,5	15,5	3,8	22,0	56,4	25,7
Autres conditions	11,8	49,2	9,9	19,9	26,1	14,0
Age d'entrée sur le marché du travail						
- de 16 ans	55,7	28,5	56,3	58,4	24,3	56,9
16 à 22 ans	13,4	40,7	15,0	11,6	43,1	12,0
23 à 25 ans	7,1	15,1	6,7	6,1	17,5	6,2
26 ans et +	23,8	15,7	22,0	23,9	15,1	24,9
Secteur d'activité						
Administration et autres	7,9	15,2	6,1	27,1	34,1	31,9
Agriculture	0,0	2,0	0,1	0,0	0,5	0,1
Commerce	21,7	17,2	22,4	22,5	18,8	26,5
Construction	11,1	12,5	16,7	1,5	6,6	0,7
Industrie	26,6	28,4	29,7	13,4	17,0	14,7
Service	32,7	24,8	25,0	35,5	23,0	26,1
Taille de l'entreprise						
Très petite entreprise (TPE)	25,2	17,5	26,3	27,2	28,8	18,9
Petite entreprise (PE)	27,1	15,1	30,6	25,7	17,5	24,4
Moyenne entreprise (ME)	26,7	15,5	28,1	26,5	13,9	34,1
Grande entreprise (GE)	8,1	19,6	6,7	8,5	17,1	11,2
Très grande entreprise (TGE)	12,9	32,3	8,3	12,1	22,7	11,4
Région de résidence du bénéficiaire						
Est	14,5	13,4	15,8	14,0	15,6	15,8
Ile-de-France	21,3	21,6	13,8	21,4	17,9	17,5
Nord	9,9	10,5	11,9	8,5	12,1	9,8
Ouest	20,0	13,0	22,5	20,5	13,6	21,5
Sud	10,0	15,4	9,9	10,7	13,2	10,0
Sud-Est	12,2	10,4	13,0	12,1	11,8	12,3
Sud-Ouest	12,1	15,7	13,1	12,8	15,8	13,1
Observations	902 416	35 768	26 004	842 168	47 620	13 434

Source : Base Hygie 2005-2010 (Irdes)

Tableau 3 Statistiques des variables d'appariement selon le genre pour les accidents du travail avec Incapacité partielle permanente (IPP)

	Homme			Femme		
	Contrôle		Traité	Contrôle		Traité
	Apparié	Non apparié		Apparié	Non apparié	
Classe d'âge						
22 à 35 ans	36,5	9,9	37,1	37,1	5,8	35,2
36 à 45 ans	32,3	39,2	34,3	30,9	47,1	29,8
46 ans et +	31,2	50,9	28,6	31,9	47,1	35,0
Condition d'emploi						
Temps complet	83,7	35,4	85,9	58,1	17,5	60,1
Temps partiel	4,5	15,5	3,8	22,0	56,4	25,6
Autres conditions	11,8	49,1	10,3	19,9	26,0	14,2
Age d'entrée sur le marché du travail						
- de 16 ans	55,6	28,5	55,5	58,3	24,3	56,0
16 à 22 ans	13,4	40,7	15,3	11,6	43,1	12,2
23 à 25 ans	7,1	15,1	6,8	6,1	17,5	6,2
26 ans et +	23,9	15,7	22,4	24,0	15,1	25,6
Secteur d'activité						
Administration et autres	7,9	15,2	6,1	27,0	34,1	32,0
Agriculture	0,0	2,0	0,1	0,0	0,5	0,1
Commerce	21,7	17,2	22,3	22,6	18,8	26,5
Construction	11,1	12,6	16,7	1,5	6,6	0,6
Industrie	26,6	28,4	29,8	13,4	17,0	14,8
Service	32,7	24,6	25,0	35,5	23,0	26,0
Taille de l'entreprise						
Très petite entreprise (TPE)	25,2	17,5	26,7	27,2	28,8	18,8
Petite entreprise (PE)	27,1	15,1	30,5	25,7	17,6	24,8
Moyenne entreprise (ME)	26,7	15,5	28,0	26,5	14,0	33,8
Grande entreprise (GE)	8,1	19,6	6,6	8,5	17,0	11,4
Très grande entreprise (TGE)	12,9	32,3	8,2	12,1	22,6	11,2
Région de résidence du bénéficiaire						
Est	14,5	13,3	15,6	14,0	15,6	15,6
Ile-de-France	21,3	21,6	13,8	21,4	17,9	17,6
Nord	9,9	10,5	11,7	8,5	12,1	9,8
Ouest	20,0	13,0	22,3	20,5	13,6	21,3
Sud	10,0	15,4	10,2	10,7	13,3	10,1
Sud-Est	12,2	10,4	13,3	12,1	11,7	12,8
Sud-Ouest	12,1	15,8	13,1	12,8	15,8	12,8
Observations	907 954	35 930	27 474	846 008	47 836	14 208

Source : Base Hygie 2005-2010 (Irdes)

3.2. Description des variables de performance et statistiques descriptives de la base de données pour l'évaluation de l'impact des accidents du travail

Pour la seconde partie de notre analyse, les variables de performance (*outcomes*) sont mesurées sur un intervalle de un an. Les variables d'*outcomes* faisant état de la situation de l'individu sur le marché du travail sont identifiées dans la base de données Hygie à partir des trimestres cotisés en périodes assimilées (chômage, maladie/accident du travail) et des trimestres cotisés au Régime général. Ainsi, nous identifions un individu comme :

Tableau 4 Comparaison des individus ayant eu un accident du travail en 2006 sans Incapacité partielle permanente (IPP) aux individus sans accident du travail

	Echantillon d'hommes			Echantillon de femmes		
	Accident du travail (1)	Sans accident du travail (2)	Ecart (1)-(2)	Accident du travail (1)	Sans accident du travail (2)	Ecart (1)-(2)
Salaire annuel						
2005	20 001,5 €	26 057,1 €	-6 055,6***	16 382,7 €	16 898,6 €	-515,9*
2006	21 068,1 €	27 569,9 €	-6 501,8***	17 694,3 €	17 923,0 €	-228,7
2007	21 811,6 €	29 088,5 €	-7 276,5***	17 439,6 €	19 018,9 €	-1 579,3***
2008	22 469,7 €	30 447,4 €	-7 977,7***	17 318,1 €	19 940,9 €	-2 622,8***
2009	21 800,0 €	30 059,8 €	-8 259,8***	17 232,1 €	20 139,1 €	-2 907,0***
2010	21 859,0 €	30 280,0 €	-8 421,0***	17 122,8 €	20 365,6 €	-3 242,8***
Emploi permanent						
2005	82,4 %	80,8 %	1,6***	76,0 %	70,5 %	5,5***
2006	79,2 %	81,5 %	-2,3***	75,0 %	71,5 %	3,4***
2007	79,2 %	81,9 %	-2,7***	70,5 %	72,9 %	-2,4**
2008	83,5 %	85,0 %	-1,5***	71,7 %	76,3 %	-4,6***
2009	74,1 %	78,4 %	-4,3***	65,9 %	70,8 %	-4,9***
2010	73,4 %	76,9 %	-3,5***	64,1 %	70,0 %	-5,9***
Emploi irrégulier						
2005	16,9 %	18,3 %	-1,3**	22,1 %	24,7 %	-2,6***
2006	20,3 %	17,6 %	2,7***	24,5 %	23,8 %	0,7
2007	19,6 %	17,3 %	2,3***	26,8 %	22,9 %	3,9***
2008	14,6 %	13,8 %	0,7	22,5 %	19,0 %	3,5***
2009	24,6 %	20,7 %	4,0***	28,8 %	25,3 %	3,5***
2010	24,8 %	21,7 %	3,1***	30,6 %	25,8 %	4,7***
Chômage						
2005	1,6 %	2,6 %	-1,0***	1,9 %	3,6 %	-1,7***
2006	0,4 %	2,4 %	-2,0***	0,4 %	3,3 %	-2,9***
2007	1,6 %	2,0 %	-0,4***	1,8 %	2,9 %	-1,1***
2008	1,8 %	1,5 %	0,3*	2,1 %	2,0 %	0,1
2009	4,8 %	3,4 %	1,4***	4,7 %	3,7 %	1,0**
2010	5,2 %	4,6 %	4,6*	5,1 %	4,5 %	0,6
Maladie						
2005	0,2 %	0,0 %	-0,2**	0,3 %	0,6 %	-0,3*
2006	0,2 %	0,2 %	0,0	0,2 %	0,6 %	-0,4**
2007	0,7 %	0,2 %	0,5***	1,6 %	0,6 %	1,0***
2008	1,0 %	0,3 %	0,7***	2,2 %	0,9 %	1,3***
2009	0,8 %	0,3 %	0,5***	1,6 %	0,7 %	0,8***
2010	0,9 %	0,3 %	0,6***	1,4 %	0,8 %	0,6***
Nombre de jours d'arrêts de travail						
2005	8,1 jours	8,1 jours	0	13,8 jours	10,6 jours	3,2***
2006	26,1 jours	7,4 jours	18,6***	29,9 jours	10,2 jours	19,7***
2007	17,1 jours	8,3 jours	8,5***	26,3 jours	10,7 jours	15,6***
2008	15,4 jours	9,0 jours	6,4***	27,4 jours	11,9 jours	15,5***
2009	15,5 jours	9,7 jours	5,7***	23,3 jours	12,6 jours	10,8***
2010	26,5 jours	10,7 jours	5,8***	24,8 jours	13,6 jours	11,2***

Seuil de significativité : * 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.

Source : Base Hygie 2005-2010 (Irdes)

- « **Ayant un emploi permanent** » par la cotisation d'au moins quatre trimestres au titre du Régime général⁴ et par l'absence d'épisodes de chômage⁵ ou de maladie⁶.
- « En situation **d'emploi irrégulier** » si l'individu a cotisé plusieurs trimestres au titre du salariat tout en ayant aussi connu des épisodes de chômage et de maladie.
- « **Ayant connu au moins un trimestre de chômage** » si l'individu a cotisé au moins un trimestre au titre du chômage et aucun dans d'autres situations
- « **Ayant connu au moins un trimestre de maladie/accident du travail** » si l'individu a cotisé au moins un trimestre au titre de la maladie, la maternité ou de l'accident du travail et aucun dans d'autres situations.

Par ailleurs, le salaire annuel de l'individu est introduit comme *outcome* et nous approximations son état de santé par le nombre de jours en arrêts de travail pendant l'année. Nous désirons également évaluer l'impact de la gravité des accidents du travail sur ces *outcomes*. Dans ce but, nous utilisons une information importante, disponible dans la base Hygie, qui est la reconnaissance par l'Assurance maladie d'une dégradation durable de l'état de santé de l'individu à cause de son accident du travail. Le taux d'IPP est établi en fonction du barème d'invalidité et permet à l'individu de recevoir une indemnisation. Pour cette étude, nous mettons de côté l'évolution du taux et nous approximations la gravité de l'accident par la reconnaissance, ou non, d'une IPP.

Notre analyse se concentre sur les individus ayant eu au moins un accident du travail uniquement en 2006 en dissociant les individus sans IPP (donc des accidents du travail supposés peu graves) des individus ayant une IPP à la suite de cet accident. Sont exclus de l'analyse les individus ayant eu un accident du travail à n'importe quel autre moment du panel ou encore ayant eu un accident de trajet ou déclaré une maladie professionnelle. Nos populations sont constituées de 6 573 individus ayant eu un accident du travail sans IPP et de 374 individus avec une IPP. Nous qualifierons ces populations de « traités ». Notre population de « contrôle » comporte 304 662 individus dans le cas de notre premier échantillon et de 312 894 individus pour le second. Les tableaux 4 et 5 apportent de premiers éléments d'analyse. Nous constatons que le revenu annuel des travailleurs ayant eu un accident du travail est fortement impacté. Cependant le préjudice est plus important pour les travailleurs ayant une IPP à la suite de cet accident. En effet, si la perte moyenne pour les hommes sans IPP en 2006 est de 6 501 €, elle est de 9 353 € pour ceux ayant une IPP. L'effet est croissant dans le temps puisqu'en 2010, la perte de salaire annuel se chiffre à -8 421 € pour les hommes sans IPP et -10 014 € pour les autres. Les femmes sont également touchées par la survenue d'un accident du travail mais dans des proportions moins fortes. Celles n'ayant pas d'IPP perdent 3 242 € en 2010 contre 5 219 € pour celles avec IPP. Les effets pour les individus sans IPP sont aussi marqués en ce qui concerne l'emploi, qu'il soit permanent ou irrégulier. Un individu ayant eu un accident du travail verra sa probabilité d'être en emploi permanent diminuer et, inversement, les risques d'un emploi irrégulier augmenter. Les femmes sont plus touchées par cette tendance. Nous constatons également qu'il y a un effet charnière en 2008 pour les hommes sans IPP. Avec une probabilité d'être en emploi permanent

⁴ Le versement d'un salaire équivalent à 200 heures de Smic valide un trimestre au Régime général.

⁵ Connaître un épisode de chômage est équivalent à avoir connu 50 jours consécutifs d'indemnisations au titre du chômage.

⁶ Connaître un épisode d'arrêt maladie est équivalent à avoir reçu des indemnisations au titre de la maladie pendant 60 jours consécutifs.

Tableau 5 Comparaison des individus ayant eu un accident du travail en 2006 avec Incapacité partielle permanente (IPP) aux individus sans accident du travail

	Echantillon d'hommes			Echantillon de femmes		
	Accident du travail (1)	Sans accident du travail (2)	Ecart (1)-(2)	Accident du travail (1)	Sans accident du travail (2)	Ecart (1)-(2)
Salaire annuel						
2005	22 093,2 €	25 861,0 €	-3 767,8**	17 036,0 €	16 883,7 €	-152,3
2006	18 004,4 €	27 357,6 €	-9 353,1***	14 720,5 €	17 908,7 €	-3 188,2***
2007	15 493,2 €	28 841,2 €	-13 347,9***	11 896,4 €	18 975,9 €	-7 079,6***
2008	18 210,3 €	30 164,0 €	-11 953,7***	13 160,6 €	19 872,9 €	-6 712,3***
2009	18 605,5 €	29 762,9 €	-11 157,3***	13 372,0 €	20 058,9 €	-6 685,9***
2010	19 968,9 €	29 983,5 €	-10 014,6***	15 063,4 €	20 283,2 €	-5 219,4***
Emploi permanent						
2005	76,8 %	80,8 %	4,0	76,9 %	70,6 %	-6,3
2006	29,9 %	81,3 %	-51,4***	32,5 %	71,6 %	-39,1***
2007	35,7 %	81,7 %	-46,0***	34,3 %	72,7 %	-38,8***
2008	52,6 %	84,7 %	-32,1***	43,4 %	76,1 %	-32,7***
2009	50,2 %	78,1 %	-25,8***	46,5 %	70,6 %	-24,1***
2010	57,9 %	76,7 %	-18,7***	48,8 %	69,8 %	-20,9***
Emploi irrégulier						
2005	23,2 %	18,3 %	4,9**	22,2 %	24,6 %	-2,4
2006	67,5 %	17,7 %	49,8***	66,7 %	23,9 %	42,8***
2007	46,9 %	17,4 %	29,5***	48,4 %	23,1 %	25,3***
2008	37,1 %	14,1 %	23,1***	43,4 %	19,1 %	24,2***
2009	45,3 %	20,9 %	24,4***	44,2 %	25,5 %	18,7***
2010	39,2 %	21,9 %	17,3***	49,6 %	26,0 %	23,6***
Chômage						
2005	2,7 %	2,6 %	0,1	0,0 %	3,6 %	-3,6**
2006	0,1 %	2,3 %	-1,5	0,0 %	3,2 %	-3,2**
2007	1,2 %	2,0 %	-0,8	0,0 %	2,8 %	-2,8**
2008	2,8 %	1,5 %	1,3*	3,9 %	2,0 %	1,9
2009	9,8 %	3,5 %	6,3***	13,9 %	3,7 %	10,2***
2010	9,4 %	4,6 %	4,8***	9,3 %	4,5 %	4,8***
Maladie						
2005	0,1 %	0,0 %	-0,1***	0,0 %	0,6 %	-0,6
2006	2,5 %	0,2 %	2,3***	0,1 %	0,1 %	0,0
2007	16,6 %	0,3 %	16,3***	16,4 %	0,7 %	15,7***
2008	9,8 %	0,4 %	9,4***	10,8 %	0,9 %	9,9***
2009	4,1 %	0,4 %	3,7***	8,5 %	0,8 %	7,7***
2010	1,6 %	0,0 %	1,6***	0,8 %	0,8 %	0,0
Nombre de jours d'arrêts de travail						
2005	12,6 jours	8,2 jours	4,4**	18,7 jours	10,7 jours	8,0**
2006	115,8 jours	8,1 jours	107,7***	124,1 jours	10,7 jours	113,4***
2007	144,4 jours	8,9 jours	135,5***	154,8 jours	11,4 jours	143,4***
2008	90,5 jours	9,7 jours	80,8***	93,1 jours	12,6 jours	80,4***
2009	57,1 jours	10,4 jours	46,7***	61,1 jours	13,2 jours	47,9***
2010	27,5 jours	11,1 jours	16,3***	40,2 jours	14,0 jours	26,2***

Seuil de significativité : * 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.

Source : Base Hygie 2005-2010 (Irdes)

qui repart à la baisse. Cet effet très marqué est certainement une conséquence de la crise économique. Concernant les individus ayant une IPP, l'effet est particulièrement élevé l'année du choc (-51 % de chance d'être en emploi permanent pour les hommes et -39 % pour les femmes). L'effet diminue dans le temps mais reste tout de même élevé.

L'impact de l'accident du travail est peu marqué pour le chômage. En effet, un an après l'accident du travail, les hommes sans IPP sont moins touchés par le chômage que les femmes (en 2006, -2,0 % pour les hommes et -2,9 % pour les femmes). Les femmes ayant une IPP semblent plus fragiles sur le marché du travail que les hommes. Concernant l'état de santé, l'accident du travail se traduit par une probabilité plus importante d'avoir au moins un trimestre en maladie pour les individus ayant une IPP. Les travailleurs ayant eu un accident peu grave, n'ayant pas entraîné d'IPP, ont une probabilité très faible d'avoir au moins un trimestre en maladie. Cet effet sur la santé se retrouve aussi grâce à la variable mesurant le nombre de jours d'arrêts de travail dans l'année. Les individus ayant eu un accident du travail cumulent plus de jours d'arrêts, et les femmes davantage que les hommes que l'accident soit grave ou non (en 2006, 18,6 jours pour les hommes et 19,7 jours pour les femmes sans IPP contre 107,7 et 113,3 jours).

4. Méthode

Pour cette étude, l'analyse a été réalisée en deux étapes avec des approches économétriques complémentaires. Dans un premier temps, nous nous intéressons aux déterminants de la survenue d'un accident du travail sur données de panel de 2005 à 2010. La deuxième partie analyse l'impact dans le temps de la survenue d'un accident du travail sur le revenu du salarié en 2006, son statut sur le marché du travail et le nombre de jours d'arrêts de travail pendant l'année. Les résultats de la première partie nous apportent un éclairage sur les variables d'appariement mobilisées. Nous estimons les conséquences de l'accident du travail séparément pour les hommes et les femmes. Des analyses complémentaires selon l'âge sont proposées.

4.1. Analyse des déterminants des accidents du travail par les modèles à effets fixes

La première partie de l'analyse économétrique étudie les déterminants des accidents du travail en utilisant une modélisation économétrique en panel permettant de rendre compte simultanément de la dynamique des comportements et de leurs éventuelles hétérogénéités tout en ayant la possibilité de raisonner « toutes choses égales par ailleurs ». A cette fin, nous utilisons un modèle à effets fixes qui nous permet un contrôle de l'effet des variables observables et inobservables constantes dans le temps sur une période donnée. Le modèle est défini comme suit :

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Avec Y_{it} qui représente la probabilité d'avoir un accident du travail, X_{it} est l'ensemble de nos variables explicatives, β le vecteur des paramètres associés à ces variables et ε_{it} le terme d'erreur. Le vecteur α_i est l'effet individuel constant au court du temps. Nous recourons au modèle logit qui nous permet de ne pas être confrontés à l'hypothèse de

non corrélation entre les effets individuels α_i et les caractéristiques observables X_{it} . La probabilité d'avoir un accident du travail est donc spécifiée comme suit :

$$\Pr(Y_{it}=1 \mid X_{it}, \alpha_i) = \frac{\exp(\alpha_i + \beta X_{it})}{1 + \exp(\alpha_i + \beta X_{it})}$$

L'inconvénient de cette régression est qu'elle ne prend pas en compte des variables dépendantes invariantes dans le temps dans sa modélisation.

4.2. Impact causal à moyen terme des accidents du travail par la méthode d'appariement exact

Afin de déterminer l'impact causal d'un accident du travail sur le parcours professionnel et sur l'état de santé, nous allons utiliser la méthode d'appariement exact définie par Iacus *et al.* (2012) appliquée à l'estimation par la méthode des doubles différences (DID). Heckman *et al.* (1997) montrent que la méthode d'appariement exacte combinée au DID supprime un éventuel biais de sélection causé par l'omission de variables invariantes dans le temps.

La méthode élaborée par Iacus *et al.* (2012), appelée « *Coarsened Exact Matching* » (CEM), repose sur l'idée d'assigner des poids d'appariement qui reflètent les différences de distributions des caractéristiques observables entre le groupe de contrôle et le groupe des « traités ». Dans ce but, les caractéristiques observables sont discrétisées en plusieurs strates (chacune d'elles contenant au moins un individu traité et non traité). Les poids du CEM sont définis comme suit :

$$w_i = \begin{cases} 1 & \text{si } i \in T^s \\ \frac{N_C}{N_T} \frac{N_T^s}{N_C^s} & \text{si } i \in C^s \end{cases}$$

Avec

T^s : L'individu appartient au groupe des « traités » et à la strate s .

C^s : L'individu appartient au groupe de contrôle et à la strate s .

N_T et N_C : Nombre d'individus présents dans les groupes des « traités » et de contrôle.

N_T^s et N_C^s : Nombre d'observations présentes dans les groupes des « traités » et de contrôle pour la strate s .

Dans notre étude, les strates sont définies par l'intersection des variables d'âge (en trois catégories), d'âge d'entrée sur le marché du travail (cinq classes), la région de résidence, de condition de travail (temps partiel, temps complet, autres), de la taille de l'entreprise (cinq classes), du secteur d'activité de l'entreprise (six secteurs).

Considérons notre échantillon, pour l'individu i , il existe une variable indicatrice T_i qui prend la valeur 1 si i a eu un accident du travail en 2006 (il fera partie du groupe dit des « traités ») et 0 sinon (appelé groupe de « contrôle »). Nous désirons observer les conséquences de la survenue d'un accident du travail en 2006 sur six types d'*outcomes* : le salaire annuel de l'individu, l'emploi permanent, l'emploi irrégulier, qu'il ait connu au

moins un épisode⁷ de chômage, au moins un épisode d'arrêt maladie⁸ et le nombre de jours d'arrêts de travail dans l'année. Nous désirons étudier l'effet du choc l'année où il se produit, à savoir 2006⁹, mais aussi pour les années 2007 à 2010, en tenant compte de l'année précédant le choc.

Soit Y_i la variable d'*outcome* de l'individu i . Y_{0i} est l'*outcome* de l'individu i s'il n'a pas eu d'accident du travail et Y_{1i} s'il en a eu un en 2006. Donc pour chaque individu i la probabilité d'avoir l'*outcome* Y_i est la suivante :

$$Y_i = T_i Y_{1i} + (1-T_i) Y_{0i}$$

Cependant, l'observation de Y_0 rend Y_1 inobservable, on dit que Y_1 est un résultat contrefactuel. Ainsi, l'effet du traitement sur l'individu i est défini comme la différence entre l'*outcome* observé de l'individu i s'il n'avait pas eu d'accident du travail et l'*outcome* observé s'il était survenu.

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

Cependant, cet effet est inobservable. Nous retiendrons donc l'indicateur de l'effet moyen du traitement dans la population des individus traités comme résultat, qui est défini de la manière suivante :

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

Il s'agit de la variation individuelle moyenne de l'*outcome* imputable à un accident du travail au sein de la population ayant eu un accident. Afin d'identifier cet effet moyen, nous devons supposer que les variations de Y_0 et T sont indépendantes. Cependant, l'impossibilité de cette hypothèse nous oblige à supposer que nous disposons de suffisamment de caractéristiques individuelles (notées X) pour vérifier l'hypothèse d'indépendance conditionnelle. L'effet moyen du traitement s'écrit donc :

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

L'estimateur des doubles différences consiste à comparer l'évolution des variables d'*outcomes* des individus ayant eu un accident du travail aux variables d'*outcomes* de ceux n'en ayant pas eus sur la même période. Nous identifions ainsi l'effet causal de la survenue d'un accident du travail, sous l'hypothèse que les *outcomes* auraient évolué de manière identique en l'absence de choc. Cette modélisation est dans la même veine que celle des effets fixes puisqu'elle élimine les différences en termes de participation liées à des inobservables stables dans le temps.

Nous calculons dans un premier temps l'effet global de la survenue de l'accident par la régression suivante :

$$Outcome_{it} = a_0 + a_1 T_i + a_2 P_i + a_3 P_i * T_i + X'_{it} \beta + \varepsilon_{it}$$

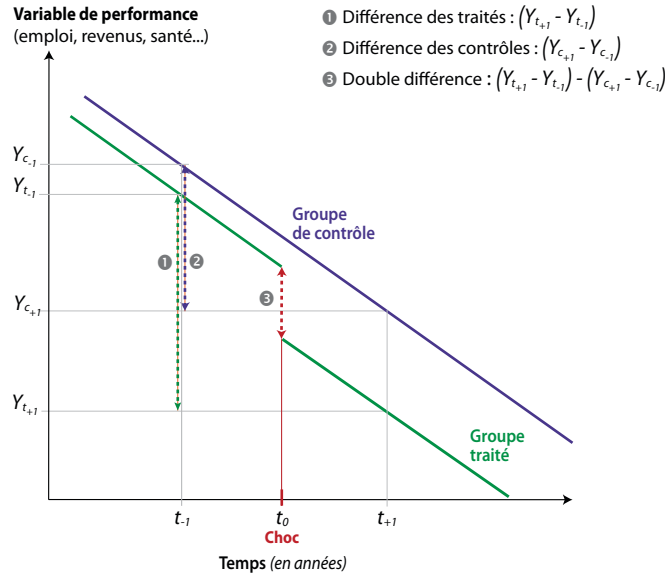
⁷ Connaître un épisode de chômage est équivalent à avoir connu 50 jours consécutifs d'indemnisations au titre du chômage.

⁸ Connaître un épisode d'arrêt maladie est équivalent à avoir reçu des indemnisations au titre de la maladie pendant 60 jours consécutifs.

⁹ Nous considérons uniquement la probabilité d'avoir un accident en 2006 sans en avoir eu les années suivantes. Dans une prochaine étude, nous introduirons la dynamique des accidents du travail et son impact sur l'état de santé et le parcours professionnel.

Avec T_i l'indicatrice de traitement ($T_i = 1$ si l'individu i a un accident du travail en 2006), P_i qui vaut 1 quand le choc a lieu, il capte l'effet de l'accident. $P_i * T_i$ est le terme d'interaction qui représente l'état après le choc et α_3 donne cet effet.

Nous pouvons simplifier la compréhension de la méthode des doubles différences par le graphique suivant :



	Avant le traitement	Après le traitement	Différence
Traités	Y_{t-1} $\alpha_0 + \alpha_1$	Y_{t+1} $\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3$	$\Delta Y_t = Y_{t+1} - Y_{t-1}$ $= \alpha_2 + \alpha_3$
Contrôle	Y_{c-1} α_0	Y_{c+1} $\alpha_0 + \alpha_2$	$\Delta Y_c = Y_{c+1} - Y_{c-1}$ $= \alpha_2$
Différence			$\Delta \Delta Y = Y_t - Y_c$ $= \alpha_3$

Nous faisons ensuite une distinction des périodes post accident du travail afin d'évaluer l'impact de moyen terme année après année. A cette fin, nous estimons la régression suivante :

$$Outcome_{it} = \alpha \mathbf{1}\{t \geq s\} AT_{is} + X'_{it} \beta + \gamma_i + \delta_t + \epsilon_{it}$$

AT_{is} est égal à 1 si l'individu i a eu un accident du travail l'année s . $\mathbf{1}\{t \geq s\}$ est une indicatrice qui est égale à 1 les années après la survenue de l'accident (soit de 2007 à 2010) et égale à 0 pour l'année précédant l'accident (2005). α est notre paramètre des doubles différences. Toutes les équations sont pondérées par w_i défini précédemment.

5. Résultats

5.1. Analyse des déterminants des accidents du travail

Le modèle à effet fixe (*cf.* tableau 6) apporte quelques informations sur le risque d'accident du travail. Nous retrouvons bien des effets dus aux caractéristiques individuelles, mais également dus à l'environnement des individus. A l'instar de Benassou, Durand et Graff (2007) qui mettent en évidence un risque plus important pour les individus de moins de trente ans, nous constatons qu'il existe un effet négatif de l'âge sur la probabilité de survenue d'un accident du travail. Plus l'individu est jeune, plus le risque d'accident du travail est élevé. Cependant, l'âge au carré pour les hommes n'est significatif qu'à 10 % contrairement à celui des femmes. Pour ces dernières, nous avons clairement un effet de seuil, qui est de 48,5 ans, au-delà duquel le risque d'accident du travail augmente. Le temps de travail des individus nous apporte de l'information quant à l'exposition aux risques et nous constatons que travailler à temps partiel réduit le risque d'accident du travail par rapport aux individus travaillant à temps plein et de ce fait étant plus exposés. Par ailleurs, les femmes ont un risque d'avoir un accident du travail en travaillant à temps partiel plus élevé que les hommes. Pour cette première partie

Tableau 6 Déterminants des accidents du travail (modèle à effet fixe)

	Echantillon global	Echantillon masculin	Echantillon féminin
Age du bénéficiaire			
Age	-0,059***	-0,035**	-0,097***
Age au carré	0,001***	0,000*	0,001***
Temps de travail			
Temps complet	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Temps partiel	-0,189***	-0,317***	-0,091**
Autres conditions	-0,116***	-0,059	-0,251***
Salaire			
Salaire déplafonné (/10 ³)	0,009***	-0,003**	0,041***
Nombre d'employeurs	0,024**	0,056***	-0,058***
Stabilité de la carrière			
Taux de chômage sur la carrière	-0,013***	-0,016***	-0,008***
Taux de maladie sur la carrière	0,004***	0,007***	0,003*
Taille de l'entreprise			
Très petite entreprise (TPE)	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Petite entreprise (PE)	0,237***	0,234***	0,265***
Moyenne entreprise (ME)	0,236***	0,228***	0,273***
Grande entreprise (GE)	0,163***	0,131**	0,226***
Très grande entreprise (TGE)	0,080*	-0,026	0,218**
Secteur d'activité			
Administration et autres	-0,103**	-0,279***	-0,018
Agriculture	-0,452	-0,694	-0,225
Commerce	0,090***	0,114***	0,046
Construction	0,186***	0,231***	-0,140
Industrie	0,164***	0,242***	-0,037
Services	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Contexte économique			
Taux de chômage départemental	-0,040***	-0,045***	-0,034**
Nombre d'observations	243 856	163 554	80 302
Nombre de groupes	43 796	29 123	14 673
Log-Likelihood	-80 280,01	-54 145,05	-25 894,48
chi2	723,272	535,764	668,472

Seuil de significativité : * 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.

Source : Base Hygie 2005-2010 (Irdes)

de l'étude, nous utilisons le salaire annuel comme un proxy du niveau d'éducation des individus et nous approchons ainsi le risque potentiel de l'emploi. Les personnes ayant un haut salaire ont les métiers les moins risqués et ont donc une probabilité d'avoir un accident du travail plus faible que celles ayant un bas salaire. Nos résultats ne nous permettent pas de conclure à la possibilité d'avoir un effet concave, cependant nous constatons bien l'existence d'un effet bas salaire croissant avec le risque. A l'introduction du nombre d'employeurs que peut avoir un salarié sur une année dans nos estimations, les résultats sont très différents pour les hommes et les femmes. Ainsi, plus un homme aura d'employeurs, plus il courra le risque d'avoir un accident du travail, ce qui n'est pas le cas des femmes. Cette différence peut se justifier par les types de postes occupés, les hommes restant plus présents sur les postes à risque.

Nous introduisons également dans notre analyse un indicateur de stabilité de carrière et un indicateur d'état de santé général de l'individu. Notre indicateur de stabilité de carrière est défini par le nombre de trimestres cotisés au chômage, depuis l'entrée sur le marché du travail, rapporté au nombre d'années d'ancienneté. Ainsi, plus l'individu aura son indicateur proche de 0, plus il aura eu une carrière stable, à savoir qu'il aura connu peu de périodes de chômage. De même, nous définissons l'état de santé global de l'individu par le nombre de trimestres cotisés pour maladie depuis l'entrée sur le marché du travail, rapporté au nombre d'années d'ancienneté. De ce fait, un indicateur proche de 0 suppose que l'individu est en bon état de santé car il aura connu peu d'épisodes de maladie. Nous constatons qu'il existe un effet négatif du taux de chômage sur la carrière sur le risque d'accident du travail et ce, quel que soit le genre. Nous pouvons interpréter ce résultat comme une conséquence de la peur de se retrouver à nouveau au chômage à la suite d'un accident du travail pour les individus ayant déjà une carrière fragile. De ce fait, ces derniers ne déclarent pas leur accident (Boone et Van Ours [2006], OCEDE [1989]). Par ailleurs, bien que l'effet soit négligeable, les individus qui ont été souvent en longue maladie depuis le début de leur carrière voient leur risque d'avoir un accident du travail augmenter.

Nos différents modèles nous permettent de mettre en évidence un effet taille de l'entreprise. Comme Fenn et Ashby (2004) le montrent dans leur étude, nous constatons qu'il existe un effet décroissant du risque d'accident du travail avec l'augmentation de la taille de l'entreprise qui est visible sur l'estimation globale. Ainsi, faire partie d'une grande entreprise diminue le risque contrairement au fait d'appartenir à une petite ou très petite entreprise. Nous n'obtenons pas de significativité pour les hommes appartenant à une grande entreprise alors qu'elle existe pour les femmes. Par ailleurs, l'effet de la taille de l'entreprise sur le risque d'accident du travail est légèrement plus marqué pour les femmes que pour les hommes.

L'analyse selon le secteur d'activité montre des résultats différents selon la population considérée. L'effet du secteur sur l'échantillon global, c'est-à-dire sans distinction de genre, est assez classique puisque les individus travaillant dans le secteur de la construction ont une probabilité plus élevée d'avoir un accident du travail comparativement aux salariés travaillant dans le secteur des services. Les individus travaillant dans le secteur de l'administration ont, quant à eux, moins de risque d'avoir un accident du travail par rapport au secteur des services. Néanmoins, si l'on considère la population féminine, aucune significativité ne semble se dégager. Pour les hommes, toutefois, certains secteurs ressortent plus que d'autres. Hormis le secteur de l'agriculture qui ne ressort pas,

tous ont une estimation positive. Ainsi, un salarié travaillant dans le secteur de l'industrie a un risque plus important de subir un accident du travail qu'un individu travaillant dans le secteur du commerce.

A l'instar de Boone et Van Ours (2006), qui mettent en exergue le rôle de la récession économique sur la déclaration des accidents du travail, nous constatons qu'une augmentation du taux de chômage départemental diminue significativement le risque d'accident du travail. Avec un effet légèrement plus important pour les hommes que pour les femmes.

5.2. Impact des accidents du travail sans Incapacité partielle permanente (IPP) sur le salaire, le parcours professionnel et la santé

Les estimations de l'effet de la survenue d'un accident du travail sans IPP par la méthode des doubles différences sont présentées dans les tableaux 7 à 10. Les tableaux 7 et 9 mettent en évidence un effet global de l'accident du travail plus important pour les hommes que pour les femmes. La perte de salaire annuel moyenne est de 1 229 € pour les hommes contre 1 037 € pour les femmes. Cependant, si l'on considère l'effet année par année, nous constatons qu'il n'y a aucune significativité l'année du choc pour les femmes alors que les hommes ont une perte de salaire quasi immédiate. Nous pouvons supposer que cette absence d'effet pour les femmes est due au système d'indemnisation mis en place dès la survenue d'un accident du travail, aussi bien par l'Assurance maladie que par les conventions collectives. Toutefois, l'évolution de la perte de salaire entre hommes et femmes est similaire et croissante dans le temps. Quatre ans après le choc, les femmes perdent 1 648 € et les hommes 1 631 €. Il n'en demeure pas moins que quel que soit le genre, l'accident du travail implique une perte de salaire non négligeable les années après le choc.

Les résultats de stratification par âge (*cf.* tableaux 8 et 10) sont, quant à eux, bien différents. Les effets négatifs sur les salaires pour les hommes ne sont significatifs que pour l'effet global des travailleurs âgés de 22 à 35 ans. Les femmes âgées de 22 à 35 ans sont les plus affectées par un accident du travail dont l'effet se répercute chaque année après le choc. Par ailleurs, si l'on compare les pertes de salaire pour les hommes et les femmes entre 22 et 35 ans, ce sont une fois de plus les femmes qui subissent la plus grande perte, -789 € contre -654 €.

Concernant l'effet global de l'accident sur l'emploi permanent, les hommes voient leur probabilité d'être en emploi permanent diminuer en moyenne de 4,2 % contre 5,7 % pour les femmes. L'impact est même croissant dans le temps pour elles alors qu'il décroît pour les hommes jusqu'en 2008 pour augmenter de nouveau par la suite. A moyen terme, les femmes ont une probabilité plus faible que les hommes d'être en emploi permanent. En 2010, quatre ans après l'accident du travail, les femmes ont -7,7 % de chance d'être en emploi permanent contre -4 % pour les hommes. Les effets sont très marqués selon les tranches d'âge (*cf.* tableaux 8 et 10), mais assez différents si l'on considère les hommes ou les femmes. En effet, ce sont les plus de 45 ans qui sont les plus touchés par l'accident du travail. Ainsi, les hommes enregistrent une réduction de 5,3 % de leur probabilité d'être en emploi permanent et les femmes de 6,6 points. L'analyse de la tendance de l'impact sur l'emploi permanent selon le genre montre deux

Tableau 7 Effets moyens estimés de l'accident du travail sans Incapacité partielle permanente (IPP) sur les *outcomes* par période pour les hommes

Effet	Salaire Annuel	Emploi permanent	Emploi irrégulier	Chômage	Maladie	Nombre de jours d'arrêt de travail
Global	-1 229,978** (413,977)	-0,042*** (0,006)	0,040*** (0,006)	0,002 (0,001)	0,002*** (0,001)	7,987*** (0,593)
En 2006	-1 060,174** (492,889)	-0,060*** (0,007)	0,061*** (0,007)	-0,003 (0,002)	0,001* (0,001)	17,862*** (0,732)
En 2007	-1 158,981** (514,006)	-0,042*** (0,007)	0,040*** (0,007)	-0,001 (0,002)	0,002** (0,001)	7,327*** (0,740)
En 2008	-1 084,056** (521,900)	-0,022** (0,007)	0,019** (0,007)	0,001 (0,002)	0,003*** (0,001)	4,739*** (0,745)
En 2009	-1 216,917** (507,735)	-0,043*** (0,008)	0,044*** (0,008)	0,006** (0,002)	0,002*** (0,001)	4,965*** (0,758)
En 2010	-1 631,361** (533,185)	-0,040*** (0,008)	0,039*** (0,008)	0,006** (0,002)	0,002** (0,001)	4,897*** (0,781)

Seuil de significativité : * 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.

Source : Base Hygie 2005-2010 (Irdes)

Tableau 8 Effets moyens estimés de l'accident du travail sans Incapacité partielle permanente (IPP) sur les *outcomes* par période pour les hommes par classe d'âge

Effet	Salaire Annuel	Emploi permanent	Emploi irrégulier	Chômage	Maladie	Nombre de jours d'arrêt de travail
22 à 35 ans						
Global	-654,715* (353,149)	-0,031*** (0,009)	0,031*** (0,009)	0,000 (0,003)	0,001* (0,001)	5,999*** (0,623)
En 2006	-696,431 (439,611)	-0,041*** (0,012)	0,045*** (0,012)	-0,003 (0,003)	0,001 (0,001)	17,370*** (0,774)
En 2007	-591,250 (466,767)	-0,028** (0,012)	0,025** (0,012)	-0,003 (0,003)	0,002** (0,001)	4,144*** (0,790)
En 2008	-598,675 (468,339)	-0,019 (0,012)	0,015 (0,011)	0,002 (0,003)	0,001 (0,001)	2,499** (0,807)
En 2009	-646,433 (471,506)	-0,036** (0,013)	0,037** (0,013)	0,001 (0,004)	0,001 (0,001)	1,792** (0,867)
En 2010	-506,836 (500,439)	-0,030** (0,013)	0,032** (0,013)	0,006 (0,004)	0,000 (0,001)	0,893 (0,904)
36 à 45 ans						
Global	-460,998 (686,383)	-0,048*** (0,009)	0,046*** (0,009)	0,005** (0,002)	0,002* (0,001)	7,083*** (0,984)
En 2006	-1 002,595 (844,538)	-0,062*** (0,012)	0,063*** (0,012)	0,001 (0,003)	-0,000 (0,001)	16,565*** (1,292)
En 2007	-706,720 (876,847)	-0,043*** (0,012)	0,042*** (0,012)	0,002 (0,003)	0,000 (0,001)	6,321*** (1,279)
En 2008	-38,345 (888,788)	-0,032** (0,012)	0,028** (0,012)	0,003 (0,003)	0,004*** (0,001)	4,090** (1,274)
En 2009	-39,620 (837,967)	-0,057*** (0,013)	0,057*** (0,012)	0,009** (0,003)	0,002** (0,001)	5,233*** (1,281)
En 2010	-596,372 (836,582)	-0,045*** (0,013)	0,042*** (0,012)	0,009** (0,003)	0,001 (0,001)	3,478** (1,290)
46 ans et +						
Global	-768,106 (1 203,225)	-0,053*** (0,012)	0,047*** (0,012)	0,001 (0,003)	0,004*** (0,001)	12,271*** (1,653)
En 2006	-925,981 (1 496,140)	-0,093*** (0,016)	0,090*** (0,016)	-0,006* (0,003)	0,003** (0,002)	20,861*** (2,076)
En 2007	-1 124,638 (1 491,257)	-0,070*** (0,016)	0,062*** (0,016)	-0,001 (0,003)	0,005** (0,002)	13,847*** (2,044)
En 2008	-740,961 (1 461,002)	-0,026* (0,015)	0,017 (0,015)	-0,002 (0,003)	0,006*** (0,002)	8,987*** (1,992)
En 2009	-436,335 (1 394,513)	-0,042** (0,015)	0,037** (0,015)	0,006* (0,003)	0,004** (0,002)	8,845*** (1,956)
En 2010	-723,580 (1 458,829)	-0,049** (0,015)	0,042** (0,015)	0,004 (0,003)	0,004** (0,001)	10,949*** (1,994)

Seuil de significativité : * 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.

Source : Base Hygie 2005-2010 (Irdes)

Tableau 9 Effets moyens estimés de l'accident du travail sans Incapacité partielle permanente (IPP) sur les *outcomes* par période pour les femmes

Effet	Salaire Annuel	Emploi permanent	Emploi irrégulier	Chômage	Maladie	Nombre de jours d'arrêt de travail
Global	-1 037,875** (333,054)	-0,057*** (0,010)	0,051*** (0,010)	0,003 (0,002)	0,005** (0,001)	10,645*** (1,041)
En 2006	-147,487 (383,770)	-0,030** (0,013)	0,037** (0,013)	-0,005 (0,003)	-0,001 (0,002)	15,251*** (1,276)
En 2007	-954,191** (404,099)	-0,062*** (0,013)	0,056*** (0,013)	0,002 (0,003)	0,004** (0,002)	10,672*** (1,300)
En 2008	-1 223,164** (414,357)	-0,066*** (0,013)	0,051*** (0,013)	0,004 (0,003)	0,010*** (0,002)	11,236*** (1,335)
En 2009	-1 163,464** (425,713)	-0,054*** (0,013)	0,045*** (0,013)	0,002 (0,004)	0,006** (0,002)	7,316*** (1,359)
En 2010	-1 648,380*** (426,726)	-0,077*** (0,013)	0,067*** (0,013)	0,011** (0,003)	0,005** (0,002)	8,504*** (1,384)

Seuil de significativité : * 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.

Source : Base Hygie 2005-2010 (Irdes)

Tableau 10 Effets moyens estimés de l'accident du travail sans Incapacité partielle permanente (IPP) sur les *outcomes* par période pour les femmes par classe d'âge

Effet	Salaire Annuel	Emploi permanent	Emploi irrégulier	Chômage	Maladie	Nombre de jours d'arrêt de travail
22 à 35 ans						
Global	-789,957** (386,563)	-0,044** (0,017)	0,042** (0,017)	0,003 (0,004)	0,003 (0,003)	10,777*** (1,279)
En 2006	141,445 (466,869)	-0,008 (0,022)	0,024 (0,022)	-0,006 (0,006)	-0,002 (0,003)	16,381*** (1,576)
En 2007	-834,626* (490,630)	-0,057** (0,023)	0,055** (0,022)	0,003 (0,006)	0,004 (0,004)	9,892*** (1,675)
En 2008	-1 050,898** (511,108)	-0,069** (0,023)	0,054** (0,023)	0,008 (0,006)	0,010** (0,004)	12,460*** (1,706)
En 2009	-1 028,416** (523,400)	-0,046* (0,024)	0,040* (0,024)	0,006 (0,007)	0,003 (0,004)	7,381*** (1,713)
En 2010	-1 299,874** (544,039)	-0,049** (0,015)	0,040* (0,024)	0,008 (0,007)	0,003 (0,004)	5,500** (1,809)
36 à 45 ans						
Global	-652,864 (621,779)	-0,056*** (0,017)	0,050** (0,016)	0,001 (0,004)	0,003 (0,002)	5,975*** (1,792)
En 2006	20,543 (751,965)	-0,021 (0,022)	0,025 (0,022)	-0,005 (0,006)	-0,002 (0,003)	9,996*** (2,306)
En 2007	-808,567 (791,244)	-0,081*** (0,022)	0,075*** (0,022)	0,001 (0,006)	0,003 (0,003)	8,561*** (2,315)
En 2008	-920,409 (797,880)	-0,057** (0,021)	0,045** (0,021)	0,001 (0,005)	0,004 (0,003)	5,726** (2,411)
En 2009	-671,536 (776,109)	-0,053** (0,023)	0,042* (0,022)	-0,001 (0,006)	0,008** (0,003)	1,274 (2,403)
En 2010	-820,435 (789,788)	-0,049** (0,015)	0,064** (0,022)	0,011* (0,006)	0,003 (0,003)	4,273* (2,383)
46 ans et +						
Global	-1 292,463* (761,376)	-0,066*** (0,018)	0,057** (0,017)	0,003 (0,004)	0,007** (0,002)	14,441*** (2,484)
En 2006	-611,414 (859,217)	-0,066** (0,023)	0,063** (0,022)	-0,004 (0,005)	0,003 (0,003)	19,135*** (3,094)
En 2007	-1 048,665 (884,604)	-0,047** (0,022)	0,038* (0,022)	0,001 (0,005)	0,006** (0,003)	13,670*** (3,021)
En 2008	-1 315,469 (893,740)	-0,065** (0,021)	0,047** (0,021)	0,003 (0,005)	0,014*** (0,003)	14,731*** (3,025)
En 2009	-1 236,098 (947,685)	-0,058** (0,022)	0,050** (0,022)	0,002 (0,005)	0,005* (0,003)	11,924*** (3,099)
En 2010	-1 982,220** (909,129)	-0,049** (0,015)	0,083*** (0,022)	0,013** (0,005)	0,006** (0,003)	13,559*** (3,108)

Seuil de significativité : * 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.

Source : Base Hygie 2005-2010 (Irdes)

types d'évolution. Les femmes voient leurs situations se détériorer au fil du temps d'une manière continue : - 3,0 % en 2006 allant jusqu'à -7,7 % en 2010. En revanche, pour les hommes, l'année 2008 est une année charnière vis-à-vis de leur situation en emploi permanent. Une amélioration est constatée jusqu'à deux ans après l'accident, - 2,2 % en 2008. Les hommes voient leur situation vis-à-vis de l'emploi permanent se dégrader de nouveau pour atteindre une réduction de 4 % quatre ans après l'accident. L'analyse selon les tranches d'âge montre une certaine stabilité de l'impact de l'accident du travail sur l'emploi permanent pour les femmes au-delà de 36 ans. Concernant les hommes, nous observons la même évolution de l'impact de l'accident du travail quelles que soient les tranches d'âge. En effet, les hommes jeunes de 22 à 35 enregistrent une baisse de l'emploi permanent de -4,1 % l'année de l'accident, aucune significativité deux ans après et -3,0 % quatre ans après. Concernant les hommes de plus de 45 ans, l'effet est très marqué avec une baisse de l'emploi permanent de 9,6 % l'année du choc pour atteindre 4,9 % quatre ans après. Nos résultats concordent avec ceux de Halla et Zweimüller (2013) qui établissent qu'un accident du travail a un effet négatif sur le salaire et sur l'emploi, d'autant plus quand la personne est âgée.

De manière symétrique, les travailleurs ont plus de probabilité d'être en emploi irrégulier. L'année 2008 est, là encore, une année charnière pour les hommes alors que les femmes subissent une augmentation quasi constante de leur probabilité d'avoir un emploi irrégulier à la suite d'un accident du travail.

Nos données ne nous permettent pas de connaître les périodes successives de chômage ou encore de savoir quand elles ont eu lieu. En revanche, nous savons si les individus ont connu des périodes plus ou moins longues de chômage, s'ils ont validé au moins un trimestre au chômage. Comme nous le montrent les tableaux 7 et 9, la survenue d'un accident du travail n'ayant pas entraîné d'IPP ne favorise pas la désinsertion professionnelle. En d'autres termes, un accident sans gravité n'impacte pas le risque de connaître des épisodes de chômage de longue durée. Nous constatons les mêmes résultats quelle que soit la ventilation par âge.

L'effet est toutefois un peu plus probant pour les épisodes de maladie. Là encore, nous ne pouvons identifier le moment de survenue d'un épisode de longue maladie. Cependant, il existe un effet très faible de la survenue d'un accident du travail sans gravité sur la probabilité de connaître un épisode de longue maladie. Cet effet n'est pas significatif l'année du choc pour les femmes, mais le devient les années suivantes. Bien que les effets soient faibles, les femmes ont une probabilité plus élevée que les hommes d'avoir au moins un trimestre en maladie après un accident du travail. Effectivement, les hommes ont une probabilité de 0,2 % alors que celle des femmes est de 0,5 %. L'impact de l'accident sur la probabilité de connaître un épisode de maladie est tout de même globalement stable sur la période. Les hommes de plus de 45 ans (*cf.* tableau 8) ont une probabilité significative par rapport aux autres de se retrouver avec un épisode de maladie. Ce sont également les femmes de plus de 45 ans (*cf.* tableau 10) qui sont le plus impactées par la survenue d'un accident du travail avec une probabilité de 0,7 %.

Nous mesurons également l'impact de l'accident du travail sur la santé par le biais du nombre de journées en arrêt de travail dans l'année. Les tableaux 7 et 9 montrent que

non seulement l'effet d'un accident du travail a un impact non négligeable sur la santé mais qu'il est également persistant. Les femmes ont globalement plus de jours d'arrêts de travail (10,6 jours) que les hommes (7,9 jours). Par ailleurs, même si le nombre de jours est quasiment équivalent entre les deux échantillons l'année du choc, 17,8 jours pour les hommes et 15,2 pour les femmes, l'accident du travail semble avoir plus de conséquences négatives pour les femmes que pour les hommes puisqu'elles ont encore 8,5 jours d'arrêt de travail quatre ans après le choc alors que les hommes en ont 4,9. Nous constatons à nouveau que ce sont les individus de plus de 45 ans, quel que soit l'échantillon considéré, qui sont le plus sensibles aux accidents du travail. Que ce soit pour les hommes ou pour les femmes, ils ont globalement plus de jours d'arrêts de travail avec respectivement 12,3 et 14,4 jours. Par ailleurs, si l'impact s'atténue avec le temps, il reste néanmoins élevé quatre ans après le choc. En effet, les hommes de plus de 45 ans auront 10,9 jours d'arrêt en 2010 et les femmes 13,5 jours alors qu'aucun effet significatif n'est enregistré pour les hommes de 22 à 35 ans et seulement 5,5 jours pour les femmes.

5.3. Impact des accidents du travail avec Incapacité partielle permanente (IPP) sur le salaire, le parcours professionnel et la santé

Dans cette dernière partie, pour tenir compte de la gravité des accidents du travail, nous introduisons la reconnaissance d'une IPP comme mesure de la sévérité de l'accident. Ce développement nous permet de mieux appréhender l'effet causal de la survenue d'un accident du travail et ainsi de mesurer avec plus d'exactitude l'impact d'un accident grave sur nos différentes variables de performance.

Les effets d'un accident du travail avec IPP sont très importants, quel que soit l'*outcome* considéré. Contrairement à ce qui pourrait être attendu, l'accident du travail avec IPP n'a pas d'effet sur le chômage de longue durée des hommes et très peu sur celui des femmes (2,4%). Il ne semble pas être un facteur de désinsertion professionnelle (*cf.* tableaux 11 et 13). Cependant, les conséquences sur le salaire des individus qui en ont eu un ne sont pas négligeables : en moyenne, les hommes perdent 5 139 € et les femmes 5 156 €. Si l'on regarde l'évolution à moyen terme, l'effet en 2006 est important mais prend plus d'ampleur l'année suivante avec -7 390 € pour les femmes et -7 241 € pour les hommes. Ce n'est que deux ans après le choc que les individus voient l'effet diminuer. La ventilation par tranche d'âge (*cf.* tableaux 12 et 14) met en exergue des résultats contrastés à la fois selon l'âge mais aussi selon le genre. En effet, très peu de nos résultats sont significatifs pour les hommes. Seuls les individus âgés de 36 à 45 ont des résultats significatifs l'année du choc et un an après. Concernant les femmes, celles âgées de 45 ans et plus se distinguent le plus avec une perte moyenne de 6 097 € et de 8 762 € un an après le choc.

L'accident du travail avec IPP a un impact direct sur l'employabilité des individus. Par ailleurs, ce sont les femmes qui sont le plus touchées par ce choc. En effet, elles voient leur probabilité moyenne d'être en emploi permanent diminuer de 33,9 % contre 28,9 % pour les hommes. De ce fait, chacun voit sa probabilité d'être en emploi irrégulier augmenter (+25,7 % pour les hommes et +28,7 % pour les femmes). Comme pour le salaire, l'effet est surtout marqué l'année du choc, à savoir en 2006, et l'année d'après. A partir de 2008, la probabilité d'être en emploi irrégulier diminue. Cette baisse est

Tableau 11 Effets moyens estimés de l'accident du travail avec Incapacité partielle permanente (IPP) sur les *outcomes* par période pour les hommes

Effet	Salaire Annuel	Emploi permanent	Emploi irrégulier	Chômage	Maladie	Nombre de jours d'arrêt de travail
Global	-5 139,932** (1 754,212)	-0,289*** (0,024)	0,257*** (0,024)	0,005 (0,006)	0,027*** (0,002)	59,437*** (2,514)
En 2006	-5 111,072** (2 069,553)	-0,475*** (0,031)	0,453*** (0,031)	-0,012 (0,008)	0,022*** (0,003)	96,926*** (3,074)
En 2007	-7 241,789** (2 274,611)	-0,406*** (0,033)	0,326*** (0,032)	-0,008 (0,008)	0,066*** (0,003)	103,038*** (3,291)
En 2008	-4 701,542** (2 270,814)	-0,231*** (0,031)	0,210*** (0,030)	0,004 (0,007)	0,015*** (0,003)	52,560*** (3,245)
En 2009	-4 750,881** (2 188,969)	-0,210*** (0,033)	0,179*** (0,033)	0,027** (0,009)	0,025*** (0,003)	34,046*** (3,258)
En 2010	-4 032,874* (2 288,163)	-0,115*** (0,033)	0,102** (0,033)	0,012 (0,009)	0,010*** (0,003)	10,699** (3,323)

Seuil de significativité : * 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.

Source : Base Hygie 2005-2010 (Irdes)

Tableau 12 Effets moyens estimés de l'accident du travail avec Incapacité partielle permanente (IPP) sur les *outcomes* par période pour les hommes par classe d'âge

Effet	Salaire Annuel	Emploi permanent	Emploi irrégulier	Chômage	Maladie	Nombre de jours d'arrêt de travail
22 à 35 ans						
Global	-2 969,481 (1 888,534)	-0,240*** (0,047)	0,179*** (0,046)	-0,019 (0,013)	0,061*** (0,003)	68,977*** (3,300)
En 2006	-3 040,720 (2 313,323)	-0,401*** (0,061)	0,353*** (0,060)	-0,043** (0,018)	0,050*** (0,004)	94,111*** (4,003)
En 2007	-3 720,380 (2 682,963)	-0,301*** (0,068)	0,148** (0,067)	-0,040** (0,020)	0,150*** (0,004)	114,722*** (4,513)
En 2008	-3 460,389 (2 571,283)	-0,167** (0,063)	0,122** (0,062)	-0,037** (0,018)	0,046*** (0,005)	57,382*** (4,395)
En 2009	-2 598,900 (2 590,083)	-0,158** (0,071)	0,133* (0,070)	0,052** (0,022)	0,025*** (0,004)	38,663*** (4,721)
En 2010	-309,441 (2 929,659)	-0,054 (0,078)	0,023 (0,076)	-0,011 (0,023)	0,033*** (0,005)	15,174** (5,248)
36 à 45 ans						
Global	-3 956,255 (2 667,739)	-0,274*** (0,036)	0,248*** (0,036)	0,011 (0,009)	0,014*** (0,003)	51,620*** (3,822)
En 2006	-4 836,947 (3 281,123)	-0,487*** (0,047)	0,463*** (0,046)	0,001 (0,012)	0,023*** (0,005)	91,772*** (5,037)
En 2007	-6 614,311* (3 550,620)	-0,409*** (0,049)	0,341*** (0,048)	0,005 (0,012)	0,041*** (0,005)	95,756*** (5,207)
En 2008	-2 365,893 (3 677,291)	-0,123** (0,048)	0,110** (0,047)	0,008 (0,011)	0,000 (0,005)	31,615*** (5,278)
En 2009	-3 440,602 (3 471,523)	-0,207*** (0,051)	0,193*** (0,051)	0,017 (0,014)	-0,000 (0,005)	29,679*** (5,273)
En 2010	-2 208,520 (3 427,330)	-0,099* (0,051)	0,090* (0,050)	0,026* (0,014)	0,000 (0,005)	-0,100 (5,233)
46 ans et +						
Global	-3 956,255 (2 667,739)	-0,345*** (0,043)	0,324*** (0,043)	0,018** (0,009)	0,021*** (0,005)	62,338*** (5,820)
En 2006	-4 836,947 (3 281,123)	-0,528*** (0,055)	0,528*** (0,055)	0,001 (0,011)	0,000 (0,005)	104,854*** (7,229)
En 2007	-6 614,311* (3 550,620)	-0,475*** (0,057)	0,430*** (0,056)	0,002 (0,011)	0,044*** (0,006)	104,321*** (7,573)
En 2008	-2 365,893 (3 677,291)	-0,358*** (0,053)	0,347*** (0,052)	0,029** (0,010)	0,012** (0,006)	68,194*** (7,205)
En 2009	-3 440,602 (3 471,523)	-0,261*** (0,054)	0,217*** (0,054)	0,034** (0,012)	0,043*** (0,005)	36,726*** (6,989)
En 2010	-2 208,520 (3 427,330)	-0,178*** (0,053)	0,168** (0,053)	0,021* (0,012)	0,010* (0,005)	18,284** (7,001)

Seuil de significativité : * 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.

Source : Base Hygie 2005-2010 (Irdes)

Tableau 13 Effets moyens estimés de l'accident du travail avec Incapacité partielle permanente (IPP) sur les *outcomes* par période pour les femmes

Effet	Salaire Annuel	Emploi permanent	Emploi irrégulier	Chômage	Maladie	Nombre de jours d'arrêt de travail
Global	-5 156,377*** (1 382,555)	-0,339*** (0,041)	0,287*** (0,040)	0,024** (0,010)	0,041*** (0,006)	70,272*** (4,355)
En 2006	-3 633,822** (1 574,396)	-0,433*** (0,054)	0,435*** (0,052)	0,002 (0,014)	-0,001 (0,007)	101,122*** (5,290)
En 2007	-7 390,540*** (1 709,899)	-0,435*** (0,055)	0,324*** (0,054)	0,004 (0,014)	0,097*** (0,008)	125,838*** (5,539)
En 2008	-5 762,312*** (1 741,941)	-0,363*** (0,054)	0,295*** (0,052)	0,018 (0,013)	0,048*** (0,008)	58,945*** (5,641)
En 2009	-5 242,222** (1 783,383)	-0,224*** (0,056)	0,153** (0,055)	0,069*** (0,015)	0,058*** (0,008)	35,619*** (5,725)
En 2010	-3 769,063** (1 781,232)	-0,227*** (0,055)	0,208*** (0,054)	0,029** (0,015)	0,009 (0,008)	26,194*** (5,765)

Seuil de significativité : * 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.

Source : Base Hygie 2005-2010 (Irdes)

Tableau 14 Effets moyens estimés de l'accident du travail avec Incapacité partielle permanente (IPP) sur les *outcomes* par période pour les femmes par classe d'âge

Effet	Salaire Annuel	Emploi permanent	Emploi irrégulier	Chômage	Maladie	Nombre de jours d'arrêt de travail
22 à 35 ans						
Global	-1 863,845 (2 128,035)	-0,289** (0,094)	0,267** (0,092)	0,040* (0,024)	0,010 (0,016)	68,558*** (7,021)
En 2006	-1 393,737 (2 462,877)	-0,422*** (0,117)	0,425*** (0,114)	0,002 (0,031)	-0,002 (0,018)	113,724*** (8,343)
En 2007	-2 490,408 (2 865,026)	-0,319** (0,132)	0,208 (0,129)	0,006 (0,034)	0,052** (0,023)	82,944*** (9,762)
En 2008	-1 763,143 (3 050,603)	-0,392** (0,138)	0,397** (0,134)	0,077** (0,034)	-0,003 (0,023)	45,297*** (10,104)
En 2009	-2 392,056 (3 307,199)	-0,070 (0,154)	0,069 (0,150)	0,170*** (0,042)	-0,001 (0,023)	23,052** (10,805)
En 2010	579,263 (3 471,735)	0,002 (0,159)	-0,002 (0,155)	0,002 (0,043)	-0,001 (0,024)	7,558 (11,509)
36 à 45 ans						
Global	-4 994,336* (2 640,367)	-0,348*** (0,071)	0,259*** (0,069)	0,023 (0,018)	0,070*** (0,009)	67,815*** (7,656)
En 2006	-4 038,818 (3 163,524)	-0,473*** (0,092)	0,475*** (0,091)	0,001 (0,025)	-0,000 (0,011)	110,630*** (9,752)
En 2007	-7 452,024** (3 458,679)	-0,442*** (0,096)	0,298** (0,094)	0,004 (0,026)	0,142*** (0,012)	128,839*** (10,125)
En 2008	-5 931,314* (3 405,039)	-0,269** (0,091)	0,140 (0,088)	0,011 (0,023)	0,096*** (0,013)	61,321*** (10,354)
En 2009	-6 488,696** (3 255,429)	-0,326*** (0,095)	0,172* (0,093)	0,063** (0,027)	0,121*** (0,012)	41,798*** (10,120)
En 2010	-1 267,111 (3 369,501)	-0,232** (0,096)	0,202** (0,094)	0,033 (0,026)	-0,000 (0,011)	0,725 (10,111)
46 ans et +						
Global	-6 097,875** (2 425,950)	-0,341*** (0,056)	0,305*** (0,056)	0,016 (0,013)	0,034*** (0,008)	72,887*** (8,032)
En 2006	-4 599,951* (2 738,695)	-0,417*** (0,072)	0,419*** (0,072)	-0,001 (0,016)	-0,001 (0,009)	89,979*** (10,056)
En 2007	-8 762,571** (2 871,161)	-0,462*** (0,072)	0,372*** (0,072)	-0,000 (0,016)	0,090*** (0,009)	139,703*** (9,975)
En 2008	-6 576,403** (2 933,504)	-0,396*** (0,070)	0,344*** (0,069)	0,000 (0,015)	0,035*** (0,009)	61,968*** (10,044)
En 2009	-4 867,398 (3 120,856)	-0,191** (0,072)	0,160** (0,072)	0,049** (0,017)	0,033*** (0,010)	34,842*** (10,304)
En 2010	-5 539,793* (2 977,785)	-0,255*** (0,072)	0,245*** (0,071)	0,027 (0,017)	0,015 (0,009)	42,870*** (10,183)

Seuil de significativité : * 10 % ; ** 5 % ; *** 1 %.

Source : Base Hygie 2005-2010 (Irdes)

d'autant plus importante si l'on est un homme. En 2010, la probabilité d'être en emploi irrégulier est de 10,2 % pour les hommes alors qu'elle est de 20,8 % pour les femmes. Par ailleurs, quelle que soit la ventilation par âge (*cf.* tableaux 12 et 14), le risque de ne plus être en emploi permanent est similaire pour les hommes : - 24,0 % pour les 22 à 35 ans ; 27,4 % pour les 36 à 45 ans ; 34,5 % pour les 45 ans et plus. Le comportement à moyen terme est le même que précédemment. L'effet est un peu différent si l'on considère les femmes. Celles âgées de 36 à 45 ans voient leur chance d'être en emploi permanent diminuer de 34,8 % alors qu'elle est de -34,1 % pour les plus de 45 ans.

Les individus ayant eu un accident du travail avec IPP ont une probabilité plus importante de se retrouver en longue maladie (*cf.* tableaux 11 et 13) puisque la probabilité moyenne de se retrouver dans cet état est de 2,7 % pour les hommes et de 4,1 % pour les femmes. La distinction par année nous permet de constater que le choc a un impact important l'année de sa survenue, mais il est largement supérieur l'année suivante et plus préjudiciable pour les femmes. En effet, pour les hommes, la probabilité d'avoir au moins un trimestre en maladie en 2006 est de +2,2 % et de +6,6 % en 2007 alors qu'elle n'est pas significative en 2006 et +9,7 % en 2007 pour les femmes.

Nous mesurons également l'impact sur l'état de santé par le biais du nombre de jours d'arrêts de travail. Là encore les femmes sont plus impactées par la survenue d'un accident du travail avec IPP. Elles ont en moyenne 70,2 jours d'arrêts de travail contre 59,4 pour les hommes. L'effet est persistant dans le temps. Les résultats des tableaux 12 et 14 nous montrent que les femmes de 45 ans et plus sont aussi les plus fragiles. Car à moyen terme, elles ont toujours un nombre de jours d'arrêts de travail élevé.

6. Discussion et conclusion

A l'aide de la base de données Hygie construite à partir de la fusion de différents fichiers administratifs sur les salariés du secteur privé en France entre 2005 et 2010, nous nous intéressons aux déterminants des accidents du travail et aux conséquences à moyen terme d'un choc négatif de santé comme celui-ci sur le salaire des individus, leur parcours professionnel et leur état de santé. Après avoir rappelé les déterminants du risque d'accident du travail, nous avons mené une analyse empirique en trois temps. Dans un premier temps, l'analyse descriptive nous a permis de mettre en évidence l'impact d'un accident du travail. Dans un second temps, nous avons utilisé une modélisation en panel à effets fixes. Dans un troisième temps, nous avons exploité les travaux élaborés par Iacus *et al.* (2012) sur la méthode d'appariement exact couplée à la méthode de doubles différences.

Notre première série de résultats est assez classique et globalement cohérente avec les résultats de la littérature (Euzenat, 2009 ; Askenazy, 2006 ; Wook, 2009). Nos résultats suggèrent que le risque d'accident du travail dépend en grande partie des caractéristiques individuelles telles que l'âge, les plus jeunes ayant un plus grand risque d'accident, ou le salaire qui a un effet convexe, ou encore les conditions de travail, un salarié à temps complet étant plus exposé qu'un travailleur à temps partiel. Nous retrouvons un effet taille d'entreprise classique, le risque s'avérant plus important dans les petites structures. Dans les petites entreprises, les femmes ont une forte probabilité d'avoir un accident du

travail. L'effet du secteur d'activité est lui aussi attendu puisque travailler dans le secteur de la construction augmente la probabilité d'avoir un accident.

A l'instar de Halla et Zweimüller (2013), sur données autrichiennes, nos résultats montrent qu'il existe bien un effet persistant des accidents du travail et qu'ils entament le stock de capital humain à moyen terme. En outre, l'effet se reflète dans une perte de revenus qui intervient dès l'année de l'accident et s'amplifie les années suivantes. Les hommes ayant eu un accident du travail sans IPP subissent une perte moyenne de salaire de 1 229 € alors que les femmes perdent 1 037 €. Quatre ans après le choc, la différence entre les deux groupes reste du même ordre bien que la perte de salaire soit amplifiée (-1 631 € pour les hommes et -1 648 € pour les femmes). Par ailleurs, nos résultats sont dans la lignée de ceux de Crichton *et al.* (2005) montrant qu'un choc de santé négatif tel qu'un accident du travail diminue l'employabilité des individus. En effet, leur probabilité moyenne d'être en emploi permanent diminue de 4,2 % pour les hommes et de 5,7 % pour les femmes. Nous utilisons le nombre de jours d'arrêts de travail comme un *proxy* de l'état de santé des individus de notre échantillon et constatons que la survenue d'un accident du travail entame très nettement le stock de capital humain. En moyenne, l'année du choc, les hommes et les femmes ayant eu un accident prennent respectivement 7,9 et 10,6 jours d'arrêt de plus que les individus n'en ayant pas eu. Cet effet est aussi persistant dans le temps puisque, quatre ans après l'accident, les hommes ont 4,9 jours d'arrêts en plus et les femmes 8,5 jours. Si l'on tient compte de la gravité des accidents du travail par la reconnaissance d'une IPP, les résultats prennent une ampleur beaucoup plus grande la perte moyenne de salaire des hommes étant de 5 139 € et celle des femmes de 5 156 €. Les individus sont également plus en emploi irrégulier, ils voient en effet cette probabilité augmenter de 25,7 % pour les hommes et de 28,7 % pour les femmes. L'accident du travail ne ressort pas comme un facteur de désinsertion professionnelle puisque nous ne retrouvons aucun effet sur la probabilité d'être en chômage de longue durée.

Nous pouvons expliquer ce manque de significativité par la mesure inexact du chômage dans notre base de données. En effet, les données utilisées ne nous renseignent que partiellement sur le statut des individus vis-à-vis du marché du travail au moment et après la survenue de l'accident. Nous approchons la situation du chômage par le fait d'avoir connu, à un moment dans l'année, un épisode long de chômage (soit avoir eu au moins 50 jours consécutifs d'indemnisations au titre du chômage). Toutefois, nous ignorons à quel moment débute cet épisode de chômage, nous ne pouvons donc qu'appréhender de manière imparfaite l'impact causal de l'accident du travail l'année de sa survenue. Par ailleurs, en tenant compte de la gravité des accidents du travail par le biais de la reconnaissance d'une IPP, nous pouvons conclure que l'impact est d'autant plus important quand l'accident est grave. Là encore nous ne pouvons pas conclure qu'il est un précurseur de la désinsertion professionnelle, néanmoins, les individus accidentés seront plus en situation de longue maladie, auront une santé plus fragile à moyen terme, ou encore rencontreront plus de difficultés sur le marché du travail ayant plus de risque d'être en emploi irrégulier.

Par ailleurs, même si nous avons pu distinguer des effets liés à la taille de l'entreprise dans la première partie de notre étude, l'enrichissement de la base par des données d'entreprises est nécessaire. Nous pourrions ainsi examiner les perspectives du retour

sur le marché du travail d'un individu ayant eu un accident du travail et, éventuellement, mesurer le rendement de ce travailleur à travers les performances de l'entreprise.

En tout état de cause, ces différents résultats nous montrent qu'il est important de renforcer les politiques publiques destinées à réduire les risques au travail. Une analyse approfondie des facteurs d'apparition des accidents du travail au sein même des entreprises permettrait d'affiner les connaissances sur le sujet et d'améliorer la prévention des accidents du travail, voire de réorienter l'approche de la sécurité au travail.

7. Bibliographie

- Abowd J., Kramarz F. et S. Woodcock (2008). "Econometric Analyses of Linked Employer-Employee Data", in *The Econometrics of Panel Data*, Matyas et Sevestre (eds.), pp. 727-760.
- Amuedo-Dorantes C. (2002). "Work Safety in the Context of Temporary Employment: The Spanish Experience", *Industrial and Labor Relations Review*, 55(2), pp. 262-272.
- Amossé T., Daubas-Letoumeux V., Le Roy F., Meslin K., Barragan K. (2012). « Les accidents du travail et problèmes de santé liés au travail dans l'enquête Sip », Rapport de recherche, Centre d'études et de l'emploi.
- Askenazy P., Caroli E. (2006). "Innovative Work Practices, Information Technologies and Well-Being at Work : Evidence for France", IZA Working Paper No 232
- Askenazy P. (2004). « Santé et sécurité au travail. Quelques éclairages économiques et internationaux », Document de travail Cepremap, n° 0501.
- Askenazy, P., (2006). Some determinants of reporting workplace accidents in France: The role of labour contract, Document de travail Cepremap, n° 0606.
- Ben Assou L., Durand L., Graff D. (2007). Un panorama de la santé au travail en Picardie : les accidents du travail et les maladies professionnelles en 2004 et 2005.
- Boden LI, Galizzi M. (2003). "Income Losses of Women and Men Injured at Work". *Journal of Human Resources*, 38 (Summer), n°. 3: 722-57.
- Boone, J. and van Ours (2006). "Are Recessions Good for Workplace Safety?", *Journal of Health Economics*, 25 (6): 1069- 1093.
- Bouvet M, Yahou N. (2001). « Le risque d'accident du travail varie avec la conjoncture économique ». Dares, *Premières synthèses*, n° 31.
- Brenner M., Fairris D., Ruser J. (2004). "Flexible Work Practices and Occupational Safety and Health : Exploring the Relationship between Cumulative Trauma Disorders and Workplace Transformation", *Industrial Relations*, 43(1), pp. 242-266.
- Brooke r, A.S., Frank, J. W. and Tarasuk, V.S. (1995). " Back Pain Claim Rates and the Business Cycle: In Contrast to Acute Claim Rates", *Social Science and Medicine*, 45(3): 429-439.
- Butler R., Baldwin M.L., Johnson W.G (2006). "The Effects of Occupational Injuries After Returns to Work: Work Absences and Losses of On-The-Job Productivity". *The Journal of Risk and Insurance*, 73 (June): 309-34.
- Caliendo M. and Kopeinig S. (2008). "Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching", *Journal of Economic Surveys*, 22-1, pp. 31-72.
- Crichton S., Stillman S., Hyslop D. (2005). "Returning to Work from Injury: Longitudinal Evidence on Employment and Earnings". *IZA Discussion Papers 1857, Institute for the study of Labor (IZA)*.
- Currie J., Madrian B. (1999). "Health, Health Insurance and the Labor Market", in Ashenfelter O., Card D.(eds), *Handbook of Labor Economics*, 3 (50), pp. 3309-3416

- Duguet E., Le Clainche (2012b). "The Impact of Health Events on Individual Labor Market Histories: The Message from Difference-in-Differences with Exact Matching", 16 pages, *LAMETA DR n°2012-08*; *Working paper Serie SSRN* abstract n°2004264.
- Euzenat D. (2009). « L'exposition des salariés aux accidents du travail en 2007 », Dares, *Premières synthèses*, n°50
- Euzenat D., Mortezapouraghdam M., Roux S. (2011). « Les changements d'organisation du travail dans les entreprises : conséquences sur les accidents du travail des salariés », Dares, *Document d'études* n° 165.
- Fenn, P. and Ashby, S. (2004). "Workplace Risk, Establishment Size and Union Density", *British Journal of Industrial Relations*, 43(3): 461-480.
- Gervais M., Massicotte P., Champoux D. (2006). « Conditions de travail, de santé et de sécurité des travailleurs du Québec », Rapport IRSST.
- Givord P (2010). « Méthodes économétriques pour l'évaluation des politiques publiques », Document de travail Insee, G2010/08.
- Grazier S., Sloane P.J. (2007). "Accident Risk, Gender, Family Status and Occupational Choice in the UK", *Labour Economics*, vol 15, pp. 938-957.
- Guadalupe, M. (2003). "The Hidden Costs of Fixed Term Contracts: The Impact on Work Accidents", *Labour Economics*, 10(3), pp. 339-357.
- Gyekye, A. S. and Salminen, S., (2006). "Making Sense of Industrial Accidents: The Role of Job Satisfaction", *Journal of Social Sciences*, 2(4), pp. 127-134.
- Grossman M. (1972). "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *Journal of Political Economy*, 80 (2), pp. 223-255.
- Halla M., Zweimüller M., (2013). "The Effect of Health on Earnings: Quasi-Experimental Evidence from Commuting Accidents", *Labour Economics*, 24, pp.23-38
- Hamon-Cholet S. (2002). « Accidents, accidentés et organisation du travail », Dares, *Premières Synthèses*, mai, n°2002-20.1.
- Heckman J.J., Ichimura H. and Todd P.E. (1997). "Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme", *Review of Economic Studies*, 65, 261-294.
- Hernanz and Toharia (2006). "Do Temporary Contracts Increase Work Accidents? A Microeconomic Comparison between Italy and Spain", *LABOUR*, 20(3): 475-504.
- Iacus S., King G., Porro G. (2012). "Causal Inference without Balance Checking: Coarsened Exact Matching", *Political Analysis*, 20, pp.1-24.
- ILO (2003). *Safety Culture at Work. Safety in numbers - Pointers for a global safety culture at work*, Geneva: International Labour Office
- Krause, N., Frank, J.W., Dasinger, L.K., *et al.* (2001). "Determinants of Duration of Disability and Return-to-Work after Work-Related Injury and Illness: Challenges for Future Research", *American Journal of Industrial Medicine*, 40, pp. 464-484.

- Kuhn A., Lalive R. et Zweimüller J. (2009). "The Public Health Costs of Job Loss", *Journal of Health Economics*, 28(6), pp. 1099-1115.
- Mainardi S. (2005). "Earnings and Work Accident Risk : A Panel Data Analysis on Mining", *Resources Policy*, vol. 30, pp. 156-167
- Newton, R., Ormerod, M, and Thomas, P. (2007). " Disabled People's Experiences in the Workplace Environment in England", *Equal Opportunities International*, 26(6): 610-623.
- OECD, (1989). "Employment Outlook 1989, chapter 4", *Occupational accidents in OECD countries*, Paris
- Polidano C., Vu H.. (2012). "Labour Market Impacts from Disability Onset". *ANU Working Papers in Economics and Econometrics*, 583.
- Pransky, G. S., Benjamin, K. L. and Savageau, J. A., (2005). " Early Retirement Due to Occupational Injury: Who is at Risk?", *American Journal of Industrial Medicine*, 47: 285-295
- Rubin DB. (1974). "Estimating Causal Effects of Treatments in Randomised and Non-Randomised Studies », *Journal of Educational Psychology*, 66, pp. 688-701.
- Serres N., Jacquetin P. (2010). « Baisse des accidents du travail sur le long terme : sinistralité et éléments explicatifs par secteurs d'activité », Cnamts, Point de repère n° 32.
- Sianesi B. (2004). An Evaluation of the Swedish System of Active Labor Market Programs in the 1990s". *The Review of Economics and Statistics*, 86(1), pp.133-155.
- Wooldridge J. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*, 2nd edition
- Wook C. (2009a). "Earnings Losses of Injured Men: Reported and Unreported Injuries". *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 48(4), pp. 610-628.

Liste des tableaux

Tableau 1	Construction de l'échantillon d'étude.....	13
Tableau 2	Statistiques des variables d'appariement selon le genre pour les accidents du travail sans Incapacité partielle permanente (IPP)	14
Tableau 3	Statistiques des variables d'appariement selon le genre pour les accidents du travail avec Incapacité partielle permanente (IPP)	15
Tableau 4	Comparaison des individus ayant eu un accident du travail en 2006 sans Incapacité partielle permanente (IPP) aux individus sans accident du travail	16
Tableau 5	Comparaison des individus ayant eu un accident du travail en 2006 avec Incapacité partielle permanente (IPP) aux individus sans accident du travail	18
Tableau 6	Déterminants des accidents du travail (modèle à effet fixe)	23
Tableau 7	Effets moyens estimés de l'accident du travail sans Incapacité partielle permanente (IPP) sur les <i>outcomes</i> par période pour les hommes	26
Tableau 8	Effets moyens estimés de l'accident du travail sans Incapacité partielle permanente (IPP) sur les <i>outcomes</i> par période pour les hommes par classe d'âge	26
Tableau 9	Effets moyens estimés de l'accident du travail sans Incapacité partielle permanente (IPP) sur les <i>outcomes</i> par période pour les femmes.....	27
Tableau 10	Effets moyens estimés de l'accident du travail sans Incapacité partielle permanente (IPP) sur les <i>outcomes</i> par période pour les femmes par classe d'âge	27
Tableau 11	Effets moyens estimés de l'accident du travail avec Incapacité partielle permanente (IPP) sur les <i>outcomes</i> par période pour les hommes	30
Tableau 12	Effets moyens estimés de l'accident du travail avec Incapacité partielle permanente (IPP) sur les <i>outcomes</i> par période pour les hommes par classe d'âge	30
Tableau 13	Effets moyens estimés de l'accident du travail avec Incapacité partielle permanente (IPP) sur les <i>outcomes</i> par période pour les femmes.....	31
Tableau 14	Effets moyens estimés de l'accident du travail avec Incapacité partielle permanente (IPP) sur les <i>outcomes</i> par période pour les femmes par classe d'âge	31

Documents de travail de l'Irdes

- **Une évaluation *ex ante* de la généralisation de la complémentaire santé d'entreprise sur les inégalités et les déterminants de la non-couverture /** Pierre A., Jusot F. / Irdes, Document de travail n° 67, juillet 2015
- **Quel est l'impact du système d'indemnisation maladie sur la durée des arrêts de travail pour maladie ? /** Ben Halima M.A., Hyafil-Solelhac V., Koubi M., Regaert C. / Irdes, Document de travail n° 66, avril 2015
- **La survenue du cancer : effets de court et moyen termes sur l'emploi, le chômage et les arrêts maladie /** Barnay T., Ben Halima M. A., Dugué E., Lanfranchi J., Le Clainche. / Irdes, Document de travail n° 65, avril 2015.
- **Workers Compensation Insurance: Incentive Effects of Experience Rating on Work-related Health and Safety /** Lengagne P./ Irdes, Document de travail n° 64, décembre 2014.
- **Une estimation de la précarité des patients recourant à la médecine générale en centres de santé. Le cas des centres de santé du projet Epidaure-CDS /** Afrite A., Mousquès J., Bourgueil Y. / Irdes, Document de travail n° 63, décembre 2014.
- **Formes du regroupement pluriprofessionnel en soins de premiers recours. Une typologie des maisons, pôles et centres de santé participant aux Expérimentations des nouveaux modes de rémunération (ENMR) /** Afrite A., Mousquès J. / Irdes, Document de travail n° 62, octobre 2014
- **Les déterminants du don de sang en France. Une analyse sur données de l'enquête ESPS 2012 /** Errea M., Sirven N., Rochereau T. / Irdes, Document de travail n° 61, juin 2014
- **Mesurer la fragilité des personnes âgées en population générale : une comparaison entre ESPS et SHARE /** Sirven N. / Irdes, Document de travail n° 60, mai 2014
- **La pertinence des pratiques d'hospitalisation : une analyse des écarts départementaux de prostatectomies /** Or Z., Verboux D. / Irdes, Document de travail n° 59, avril 2014.
- **Supplemental Health Insurance and Healthcare Consumption: A Dynamic Approach to Moral Hazard /** Franc C., Perronnin M., Pierre A. / Irdes, Document de travail n° 58, janvier 2014.
- **Maisons et pôles de santé : places et impacts dans les dynamiques territoriales d'offre de soins en France /** Chevillard G., Mousquès J., Lucas-Gabrielli V., Bourgueil Y., Rican S., Salem G. / Irdes, Document de travail n° 57, novembre 2013.
- **Une analyse des déterminants socio-économiques de la fragilité des personnes âgées à partir des données de panel et rétrospectives de SHARE /** Sirven N. / Irdes, Document de travail n° 52bis, avril 2013.
- **Activité, productivité et qualité des soins des hôpitaux avant et après la T2A /** Or Z., Bonastre J., Journeau F., Nestrigue C. / Irdes, Document de travail n° 56, avril 2013.
- **Discrimination salariale selon l'état de santé en France /** Ben Halima M. A., Rococo E. / Irdes, Document de travail n° 55, mars 2013.
- **Deductibles and the Demand for Prescription Drugs: Evidence from French Data /** Kambia-Chopin B, Perronnin M. / Irdes, Document de travail n° 54, février 2013.
- **Qualité des soins et T2A : pour le meilleur ou pour le pire ? /** Or Z., Häkkinen U. / Irdes, Document de travail n° 53, décembre 2012.
- **On the Socio-Economic Determinants of Frailty: Findings from Panel and Retrospective Data from SHARE /** Sirven N. / Irdes, Document de travail n° 52, décembre 2012.
- **L'accessibilité potentielle localisée (APL) : Une nouvelle mesure de l'accessibilité aux soins appliquée aux médecins généralistes libéraux en France /** Barlet M., Coldefy L., Collin C., Lucas-Gabrielli V. / Irdes, Document de travail n° 51, décembre 2012.

Autres publications de l'Irdes

Rapports

- **L'accès aux soins courants et préventifs des personnes en situation de handicap en France. Tome 2 – Résultats de l'enquête Handicap-Santé volet Institutions /** Penneau A., Pichetti S., Sermet C. / Irdes, Rapport n° 561, juin 2015, 148 pages, 25 €.
- **L'accès aux soins courants et préventifs des personnes en situation de handicap en France. Tome 1 – Résultats de l'enquête Handicap-Santé volet Ménages /** Penneau A., Pichetti S., Sermet C. / Irdes, Rapport n° 560, juin 2015, 130 pages, 30 €.
- **L'évaluation de la performance des maisons, pôles et centres de santé dans le cadre des Expérimentations des nouveaux modes de rémunération (ENMR) sur la période 2009-2012 /** Mousquès J., Bourgueil Y., Avec les contributions de Afrite A., Cartier T., Chevillard C., Couralet P.-E., Daniel F. et Lucas-Gabrielli V. / Irdes, Rapport n° 559, décembre 2014, 154 pages, 30 €.

Questions d'économie de la santé

- **L'impact de l'exercice regroupé pluriprofessionnel sur la qualité des pratiques des médecins généralistes - Résultats de l'évaluation des maisons, pôles et centres de santé participant à l'Expérimentation des nouveaux modes de rémunération (ENMR) /** Mousquès J., en collaboration avec Daniel F. / Irdes, *Questions d'économie de la santé* n° 211, juillet-août 2015.
- **L'exercice regroupé pluriprofessionnel en maisons, pôles et centres de santé génère des gains en matière de productivité et de dépenses - Résultats de l'évaluation des sites participant à l'Expérimentation des nouveaux modes de rémunération (ENMR) /** Mousquès J., en collaboration avec Daniel F. / Irdes, *Questions d'économie de la santé* n° 210, juin 2015.
- **Quels impacts attendre de la généralisation de la complémentaire santé d'entreprise sur la non-couverture en France ? /** Jusot F., Pierre A. / Irdes, *Questions d'économie de la santé* n° 209, mai 2015.

Quel est l'impact de la survenue d'un accident du travail sur la santé et le parcours professionnel ?

What Impact Do Occupational Accidents Have on Health and Career Path?

Mohamed Ali Ben Halima, Camille Regaert (Irdes)

Les indemnités pour accidents du travail et maladies professionnelles présentent la plus forte hausse des dépenses d'indemnités journalières avec 2,7 milliards d'euros en 2010. Le coût moyen d'un accident du travail avec arrêt est de 3 000 €. Des politiques de prévention ont ainsi été mises en œuvre pour réduire la sinistralité, préserver la santé de la population active.

Notre étude se propose, en premier lieu, d'approfondir l'éclairage porté sur le lien entre accidents du travail et déterminants individuels, environnementaux et d'entreprise. Une modélisation économétrique en panel est utilisée sur données médico-administratives appariées de 2005 à 2010, le panel Hygie. Elle permet d'étudier simultanément la dynamique des comportements et leurs éventuelles hétérogénéités tout en raisonnant « toutes choses égales par ailleurs ». Dans un second temps, nous analysons les effets causaux de la survenue d'un accident du travail en 2006 sur le salaire, l'emploi et le nombre de jours d'arrêts de travail quatre années suivant le choc, en utilisant la méthode d'appariement exact en doubles différences.

Les résultats obtenus par le modèle à effets fixes concordent avec ceux de la littérature. En effet, ils suggèrent que le risque d'accident du travail dépend en grande partie des caractéristiques individuelles mais également des caractéristiques de l'entreprise. Il existe un effet négatif durable de l'accident du travail sur le salaire annuel qui s'amplifie dans le temps. Les femmes et les individus de moins de 35 ans semblent les plus touchés. La survenue d'un accident du travail impacte aussi le statut sur le marché du travail avec une augmentation de la probabilité moyenne d'être en emploi irrégulier : +4,2 % pour les hommes, +5,1 % pour les femmes. L'accident du travail a une forte incidence sur le nombre de jours d'arrêts de travail : +7,9 jours par an pour les hommes, +10,6 jours pour les femmes. Si l'on tient compte de la gravité des accidents du travail par la reconnaissance d'une Incapacité partielle permanente (IPP), les résultats sont plus marqués : la perte moyenne de salaire des hommes est de 5 139 € et de 5 156 € pour les femmes. Les individus sont également plus souvent en emploi irrégulier cette probabilité augmentant de 25,7 % pour les hommes et de 28,7 % pour les femmes. Pour autant, l'accident du travail n'apparaît pas comme un facteur de désinsertion professionnelle, aucun effet sur la probabilité d'être au chômage de longue durée ne se distinguant.

The occurrence of occupational accidents have been a long-standing concern among social players: employees, employers and policy-makers. Even if the cost of daily sickness benefits is twice higher than other daily benefits, workers' compensation recorded the highest increase with a cost of 2.7 billion euros in 2010. The average cost of a work-related injury with leave amounts to 3,000€. Preventive policies have been implemented to reduce accidents, protect workers' health and maintain their competitiveness.

The aim of this study is first to provide further insights into the relationship between occupational accidents and individual, environmental and workplace determinants. This was achieved using econometric modeling and an analysis of HYGIE panel data based on matched medical-administrative files from 2005 to 2010. A model of this type makes it possible to simultaneously account for behavioral dynamics and their eventual heterogeneity whilst applying the assumption "all other things being equal". Secondly, the causal effects of an occupational accident occurring in 2006 on earnings, employment status and the number of days absence from work over the four years following the accident were studied using the difference-in-differences matching method. In order to determine whether the effects of the variables introduced in the analysis varied according to gender, men and women were estimated separately. The severity of the work-related injury was also taken into account using permanent partial disability (PPD) declarations.

The results obtained using the fixed effects model were consistent with the literature. Indeed, they suggest that occupational accidents depend mainly on individual characteristics but also on firm characteristics. The second part of the analysis makes it possible to conclude that occupational accidents have a negative and durable effect on annual earnings; an effect that is amplified over time. Furthermore, women and individuals aged under 35 appear to be the most impacted. A work-related injury also has an impact on individuals' labour market status in that it increases the average likelihood of being employed on an irregular basis: +4.2% for men against +5.1% for women. Workplace accidents have a major impact on the number of days absence from work with an overall increase of 7.9 days per year for men against 10.6 days for women. Taking the the severity of injuries into account through the declaration of PPD showed that the impact is further amplified since the average loss of earnings amounted to 5,139 € for men against 5,156 € for women. The probability of being employed on a temporary contract is also increased by 25.7% for men and 28.7% for women. Occupational accidents are not factors of professional exclusion as nothing indicated an increased effect on the probability of being in long-term unemployment.

IRDES