



ÉQUIPE DE RECHERCHE SUR L'UTILISATION
DES DONNÉES INDIVIDUELLES EN LIEN
AVEC LA THÉORIE ÉCONOMIQUE

Sous la co-tutelle de :
UPEC • UNIVERSITÉ PARIS-EST CRÉTEIL
UPEM • UNIVERSITÉ PARIS-EST MARNE-LA-VALLÉE

Series of ERUDITE Working Papers

N° 11-2019

Title

L'influence des accidents de la route sur les trajectoires professionnelles des
personnels en fin de carrière, à partir de la cohorte Gazel

Authors

Marc-Antoine SANCHEZ, Thomas BARNAY, Antoine MARSAUDON, Lise ROCHAIX

L'influence des accidents de la route sur les trajectoires professionnelles des personnels en fin de carrière, à partir de la cohorte *Gazel*¹

Marc-Antoine SANCHEZ, Thomas BARNAY, Antoine MARSAUDON et Lise ROCHAIX

Avril 2019

1. *Auteur correspondant* : **Marc-Antoine Sanchez**, docteur en médecine, doctorant en science économiques, Erudite, Université Paris-Est Créteil ; Hospinomics (PSE – Ecole d'Economie de Paris, Assistance Publique des Hôpitaux de Paris – AP-HP), Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne ; Tel : +33 675046926; mail :eomsanchez@hotmail.com
2. **Thomas Barnay**: Professeur des universités, Erudite, Université Paris-Est Créteil, Mail des mèches, rue des Poète et Sellier, 61 avenue du Général de Gaulle, 94000 Créteil.
3. **Antoine Marsaudon**: Doctorant en sciences économiques, Hospinomics (PSE – Ecole d'Economie de Paris, Assistance Publique des Hôpitaux de Paris – AP-HP), Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne, 1 parvis Notre-Dame-place Jean-Paul II, 75004 Paris.
4. **Lise Rochaix**: Professeur des universités, Hospinomics (PSE – Ecole d'Economie de Paris, Assistance Publique des Hôpitaux de Paris – AP-HP), Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne.

¹Les auteurs remercient M. Goldberg pour la mise à disposition des données *Gazel* et ses conseils précieux. Ils remercient également EDF-GDF, et tout particulièrement le service Général de Médecine de Contrôle et la Caisse centrale d'action sociale du personnel des industries électronique et gazière. Nous souhaitons aussi remercier l'équipe des Cohortes à l'Unité UMS 011 Inserm – Université Versailles St-Quentin responsable du management de la base. La Cohorte *Gazel* est financée par EDF-GDF et par l'Inserm et par une allocation du Programme des cohortes de santé TGIR, de l'Agence Nationale de la Recherche (ANR) et de l'Agence Française de Sécurité Sanitaire de l'Environnement et du Travail (AFSSET).

Résumé

L'objectif de cet article est d'évaluer l'effet des accidents de la route sur les trajectoires professionnelles des employés de court et moyen terme d'EDF-GDF en fin de carrière, à partir de la cohorte *Gazel* sur la période 2002-2014. Cette étude permet d'identifier les stratégies d'adaptation de l'entreprise et de l'accidenté, qui conduisent à modifier la trajectoire professionnelle à la suite d'un tel choc exogène. Elle permet d'apprécier les marges de manœuvre dont disposent réellement les acteurs, dans un contexte marqué par la volonté de réformer les retraites, tout particulièrement pour les régimes spéciaux, comme c'est le cas pour EDF-GDF. La base *Gazel* permet de caractériser les différents types d'accidents de la route afin de distinguer leurs impacts sur les changements de trajectoires professionnelles des individus en fin de carrière. La méthode des doubles différences avec appariement par score de propension est utilisée. Au total, 4066 individus ont été victimes d'accidents de la route sur la période d'étude. En moyenne plus âgées, les victimes sont issues de catégories socio-professionnelles plus défavorisées et les hommes sont surreprésentés. Les résultats suggèrent une sortie plus précoce du marché du travail possible grâce à des mécanismes de reclassement qui permettraient d'ouvrir des droits à un départ anticipé du marché. Par ailleurs, les victimes d'accidents de la route subissent moins de changements de trajectoire à la suite d'un accident de la route sans impact sur la santé.

Mots clés : accident de la route, trajectoire professionnelle, retraite, marché du travail, méthode de double différence avec appariement par score de propension

Impact of road accidents on occupational trajectories of professional at the end of their careers, based on the *Gazel* cohort

Abstract

The objective of this paper is to evaluate the short and medium terms impact of road accidents on the career of French electricity board employees (EDF-GDF), with special emphasis on end of professional life years, based on the *Gazel* cohort for the period 2002 to 2014. This study analyses the adaptation strategies developed by firms and victims, following such an exogenous shock. It sheds light on the ability of stakeholders to adjust, in case retirement age were to be changed, as currently envisaged, in particular for special schemes such as EDF-GDF. The *Gazel* database allows characterizing the different types of road accidents, and analyses their impact on the occupational trajectories towards the end of victims' careers. The econometric strategy relies on difference in differences method with propensity score matching. 4066 people were injured during the study period. Victims were older, from lower socio-economic groups, and were more likely males. The analysis shows that accidents with serious physical or material consequences lead to an earlier exit from the labor market. A requalifying mechanism, opening retirement rights, is likely to be at work to enable this earlier exit. Victims of material road accident seem to face fewer changes at the end of their careers.

Mots clés : road accident, occupational trajectory, retirement, labor market, differences method with propensity score matching

Code JEL : J26, J24, J32, I10

Introduction

Les débats récents en France autour du passage de la vitesse de 90km à 80km sur les routes nationales ont démontré l'intérêt de disposer d'évaluations économiques robustes des coûts et des bénéfices associés. Au-delà de la réduction de la mortalité, il est donc nécessaire de mesurer les effets des accidents de la route ainsi évités d'un point de vue plus global, en mesurant l'impact socio-environnemental, ainsi que les possibles effets sur le marché du travail. La majorité des accidents de la route n'engendre pas de blessures physiques graves mais plutôt des dégâts matériels (Observatoire national interministériel de la sécurité routière 2011). En 2018, 3503 personnes sont décédées sur les routes, 72787 blessés et 58363 accidents corporels ont été enregistrés². Les personnes de 55 ans et plus représentent 36 % de ces décès. Le coût lié aux accidents de la route s'élevait en 2016 à 38,3 milliards d'euros (Md€) pour les accidents corporels dont 11,3 milliards au titre de la mortalité. En y ajoutant les 10,4 Md€ imputables aux dégâts matériels, le coût total est estimé à près de 50 Md€ soit 2,2 % du produit intérieur brut (PIB)³. La valeur statistique de la vie humaine, disposition à payer de la société pour réduire l'exposition au risque d'accident de la route, est d'environ 4,8 millions de dollars d'après les résultats d'une méta-analyse réalisée à partir de données internationales (Biausque 2011). Cette valeur permet de déterminer celle d'un blessé grave et léger et fait l'objet de travaux dont le rapport *choix des investissements et coûts des nuisances* qui fait référence en France. La valorisation d'un blessé grave hospitalisé plus de 24 heures est estimée à 12,5% de la valeur statistique de la vie humaine et de 0,5% pour les blessés légers⁷ depuis 2017 ce qui est conforme aux recommandations du projet HEATCO (Bickel et al. 2006) lorsqu'un calcul direct est impossible. Cette valorisation des blessés graves et légers est conforme à celle de plusieurs études internationales, de l'ordre, respectivement, de 15 % et 2 % (Baumstark et al. 2013). La prévention routière a contribué à faire diminuer la mortalité depuis 40 ans grâce à des mesures coercitives telles que les contrôles d'alcoolémie, le port obligatoire de la ceinture ou encore les limitations de vitesse. En contrôlant et sanctionnant les excès de vitesses, les radars automatiques ont permis à eux seuls d'éviter 23 000 décès entre 2003 et 2012⁶. Les accidents de la route peuvent marquer durablement les trajectoires de vie, tant sur le plan professionnel que personnel. Bien que la survenue d'un accident de la route ne s'apparente pas systématiquement à un choc de santé, elle peut entraîner des séquelles physiques et plus généralement, des pertes de bien-être. L'accident peut se traduire par une inaptitude au travail, conduisant à un changement de trajectoire professionnelle, des aménagements de poste de travail, voire un départ en retraite anticipée. En outre, un tel choc génère un coût psychologique dont l'effet indirect sera plus rémanent que le seul impact physique. Ces accidents évitables constituent donc une préoccupation majeure tant pour les pouvoirs publics que pour les individus. La conduite de travaux de recherche, à ce jour encore peu nombreux, permettra de connaître les impacts globaux de tels accidents et de fonder la pertinence des investissements financiers associés à leur prévention.

L'influence sur l'emploi des événements de santé, au sens général, a largement été analysée dans la littérature. L'âge de survenue du choc de santé apparaît notamment très discriminant. En début de carrière, les conséquences peuvent influencer l'intégralité de la trajectoire. En fin de carrière, les difficultés de reclassement et d'adaptation rendent le maintien en emploi plus difficile (Trevisan et Zantomio 2016; Carter et al. 2013; Christensen et Kallestrup-Lamb 2012) et les événements de santé apparaissent plus pénalisants sur la trajectoire professionnelle (Barnay, Duguet *et al.*, 2015 ; Barnay, Ben Halima *et al.*, 2015). La population en fin de vie active est plus fragile, présente plus de risques de subir des chocs de

² Observatoire national interministériel de la sécurité routière, accidentalité routière 2018, estimations au 28 janvier 2019.

³ Observatoire national interministériel de la sécurité routière, accidentologie routière 2017.

santé (Ben-Shlomo et Kuh 2002) et peut également bénéficier de dispositifs de compensation ou de préretraites anticipées (Koning et Lindeboom 2015).

Malgré les tentatives de réforme des régimes spéciaux (SNCF, RATP, EDF-GDF notamment) et ce depuis le Plan Juppé de 1995, leurs spécificités sont de plus en plus contestées. La réforme des retraites annoncée récemment pourrait entraîner la fin des régimes spéciaux et potentiellement la mise en place d'une retraite à points ou un nouveau recul de l'âge de liquidation des droits à la retraite. La compréhension des comportements d'activité, à la suite d'un choc potentiellement délétère pour la santé, est de nature à éclairer ces débats au sein d'une entreprise disposant de ce régime spécial.

Les études réalisées à partir de données françaises permettent d'étudier l'effet d'un choc de santé sur l'emploi. Les capacités de maintien en emploi des femmes âgées survivantes d'un cancer sont plus altérées que celles des hommes (Barnay, Ben Halima, et al. 2015). De façon générale, les travailleurs les moins qualifiés et en contrats de courte durée ont également des trajectoires professionnelles dégradées (Le Clainche et Duguet 2014). Le risque d'être inactif est près de quatre fois plus élevé à court terme chez les individus souffrant d'une affection de longue durée (ALD) (Jusot et al. 2007).

A notre connaissance les conséquences d'un accident de la route sur les trajectoires professionnelles sont peu étudiées, que ce soit en France ou à l'étranger. Une récente étude a cependant montré que les accidents de la route augmentent le nombre de jours d'arrêt de travail jusqu'à trois ans après sa survenue (E. Fort et al. 2018).

Notre objectif est donc d'évaluer l'influence des accidents de la route sur les trajectoires professionnelles à partir de salariés en fin de carrière professionnelle, au sein d'une entreprise ayant des dispositifs particuliers de protection de l'emploi. A partir de la cohorte *Gazel* composée d'employés d'EDF-GDF, nous étudions cet impact en mobilisant la méthode de doubles différences (DD) avec appariement par score de propension.

L'intérêt de cette cohorte est double. Elle fournit des données sur les accidents de la route d'une part et assure un suivi long des trajectoires professionnelles permettant le recours à des techniques robustes de données de panel. Nous ciblons les individus de plus de 50 ans et retenons un horizon temporel de cinq années suivant la survenue de l'accident. Ces choix permettent de mieux documenter de potentiels départs précoces en retraite pour les individus subissant un accident.

Nos résultats montrent que subir un accident de la route sans spécification, c'est-à-dire, n'entraînant pas nécessairement de blessure physique, psychique ou de dégât matériel, n'augmente pas la probabilité d'arrêter son activité professionnelle, et n'induit pas de changement de statut d'occupation. Néanmoins, cette absence d'effet cache des disparités liées aux caractéristiques et à la gravité des accidents. En effet, nos résultats montrent que les individus subissant un accident corporel ou matériel connaissent une sortie plus précoce du marché du travail trois ans après le choc. En d'autres termes, la conséquence de tels accidents n'est pas immédiate, mais différée. Notre étude contribue à la littérature existante sur trois aspects : (i) l'utilisation des données de panel de la cohorte *Gazel* permet d'appréhender finement les trajectoires professionnelles des travailleurs d'une grande entreprise d'intérêt public ; (ii) bien que non aléatoires, les accidents de la route sont néanmoins plus exogènes que d'autres chocs habituellement considérés (comme un déclin du niveau auto-déclaré de santé, ou un cancer) ; (iii) en documentant les conséquences d'un accident de la route sur l'emploi des seniors français, nous complétons les autres études qui s'intéressent aux accidents de personnes plus jeunes. Les seniors sont en effet moins victimes d'accidents de la

route, mais leurs conséquences sont généralement plus graves (ONISR, 2017⁴) et doivent être documentées. Notre article s'organise en quatre temps. Après avoir détaillé les principaux résultats de la littérature, nous présenterons d'abord la base de données et la méthode économétrique retenue. Puis nous présenterons les résultats de nos régressions ainsi que les analyses de sensibilité. Enfin, nous concluons notre article en insistant sur les implications en termes de recommandations.

1. Revue de littérature

Notre étude s'inscrit dans la lignée des travaux récents menés sur l'analyse de l'impact d'un choc de santé sur différentes composantes du bien-être, en se focalisant sur le parcours professionnel. Elle est aussi en lien avec les travaux économiques menés sur l'impact des accidents de la route.

1.1. L'influence spécifique des accidents de la route sur le parcours professionnel

Les travaux s'intéressant spécifiquement aux accidents de la route sont rares. L'étude de Halla et Zweimüller (2013) s'intéresse à la survenue d'un accident de la route l'assimilant à un choc de santé⁵ ayant un impact négatif sur l'emploi des victimes. Menée en population générale sur l'ensemble des actifs⁶ à partir de bases de données administratives autrichiennes (*Austrian Social Security Database* et *Austrian Federal Ministry of Finance*), cette étude s'appuie sur la méthode de doubles différences avec appariement exact. Elle souligne une probabilité plus importante de ne plus être en emploi après l'accident ainsi qu'une perte de salaire pour ceux qui restent en activité. Les effets peuvent cependant être minorés si le nombre de jours d'arrêts maladie autorisé est limité ou si les pensions d'invalidité sont moins importantes. Une étude française, réalisée à partir de la cohorte *Etude de Suivi d'une Population d'accidentés de la Route dans le Rhône* (ESPARR), a montré que des facteurs tels que des déplacements pour raisons professionnelles, des blessures graves ou l'intention de porter plainte différaient le retour à l'emploi (Fort et al. 2011). Certaines études se sont intéressées à l'impact des accidents de la route sur la santé à long terme, et notamment l'évolution des troubles psychiques comme les Syndrome de Stress Post Traumatique (SSPT) (Arnberg, Rydelius, et Lundin 2011, Fort et al. 2011; Barth et al. 2005). La prévalence des SSPT est élevée chez les victimes des accidents de la route, les symptômes pouvant persister plusieurs années, voire plusieurs décennies après l'accident. La survenue des SSPT ne semble pas dépendre de caractéristiques socioéconomiques des individus (Barth et al. 2005). Parmi les victimes d'accidents de la route, celles atteintes de SSPT présentent également plus de syndromes dépressifs, de troubles psychiques ou de problèmes médicaux que les autres. L'augmentation de la prévalence des SSPT et de leurs conséquences sur l'emploi, les relations sociales, ou les activités quotidiennes ont également été analysées. L'impact sur l'absentéisme au travail est également important. Les femmes de 45 ans et plus constituent un groupe à risque, le nombre de jours d'arrêt maladie y étant plus élevé. Le retour à l'emploi est naturellement conditionné par la gravité et la nature de l'accident. L'étude de Paiva et al. (2016) réalisée au Brésil s'est intéressée à la santé perçue 6 mois après un accident de la route. La santé perçue est d'autant meilleure que la victime est jeune, en bon état de santé général et que son état s'est amélioré rapidement pendant l'hospitalisation.

⁴ <http://www.securite-routiere.gouv.fr/medias/espace-presse/publications-presse/bilan-definitif-de-l-accidentalite-routiere-2017>

⁵ Car ce choc a conduit à des troubles du système musculo-squelettique.

⁶ Agés de 25 à 50 ans au moment du (potentiel) accident.

1.2. Rôle des évènements de santé sur le parcours professionnel

Nous postulons qu'un accident de la route peut avoir des répercussions sur l'état de santé dont les effets sur la trajectoire professionnelle peuvent être négatifs et significatifs. Un tel événement de santé (maladie, accident de la vie quotidienne), anticipé ou non, peut également être lié à la présence de facteurs prédisposant. Si un événement de santé peut altérer le parcours professionnel, l'inverse étant également vrai (Robone *et al.*, 2011).

Les conséquences de cet événement dépendent des déterminants sociaux, économiques ou même professionnels. Si son état de santé le permet, la victime peut avoir intérêt à rester en emploi, si elle doit faire face à des dépenses importantes et que sa couverture maladie est fournie par l'employeur (théorie du *Job Lock*, (Madrian 1994)). Une étude réalisée à partir de l'enquête *Santé et Itinéraire Professionnel (SIP)*, s'est intéressée à l'effet des accidents du travail et de transport ainsi qu'à la survenue de différentes maladies chroniques (Le Clainche et Duguet 2014). Elle a montré qu'un accident augmente la probabilité de perdre son emploi ou de ne pas être en mesure de le garder de près de 5,3%. Lindeboom *et al.* (2016) étudient l'impact de la survenue d'un accident de la route, d'un accident du travail, d'une blessure liée au sport ou un accident cardio-vasculaire, sur l'emploi à long terme. Il apparaît que le choc n'a qu'un effet indirect, puisque ce sont les séquelles physiques ou l'apparition d'incapacités qui dégradent la situation sur le marché du travail. Ainsi un choc sans séquelle n'influence pas l'emploi. De façon plus générale, la survenue d'un choc augmente la probabilité de réduire le temps de travail, en passant à un temps partiel ou en arrêtant de travailler plus précocement (Zimmer 2015; Barnay *et al.* 2015). Enfin, quelques études ont mesuré des impacts en termes d'état de santé. L'espérance de vie perçue par exemple semble diminuer après la survenue d'un infarctus du myocarde, d'un accident vasculaire cérébral ou d'un cancer (Trevisan et Zantomio 2016). Un choc peut aussi avoir des conséquences socio-démographiques, tels que des changements de mode de vie, ou des déménagements dans un lieu plus éloigné du centre-ville pour diminuer les coûts liés au logement (Leonard *et al.* 2017). Certains déterminants peuvent minimiser les effets d'un choc. Le fait d'être marié par exemple, pourrait retarder le départ du marché du travail (Christensen et Kallestrup-Lamb 2012).

Sur un plan empirique, les mêmes méthodes sont souvent retrouvées dans la littérature. Lorsque des données de panel sont mobilisées, la méthode de double différence avec appariement est fréquemment utilisée (Garcia-Gomez *et al.* 2013; Le Clainche et Duguet 2014; Barnay *et al.* 2015; Trevisan et Zantomio 2016).

1.3. Etudes des accidents de la route dans Gazel

La cohorte *Gazel*, sur laquelle repose notre étude, a fait l'objet de quelques études sur l'impact des accidents de la route et sur leurs déterminants. Le questionnaire comporte une partie dédiée aux accidents de la route, et permet donc le suivi longitudinal des victimes. Le suivi épidémiologique du nombre de cas survenus a permis de constater l'efficacité de certaines mesures prises en matière de prévention vis-à-vis de la consommation d'alcool au volant entre 2001 et 2007 (Constant *et al.* 2011). Il a également été montré que des emplois considérés comme stressants (par exemple le travail de nuit, les emplois en contact avec le public, les positions inconfortables, le port de charges lourds) et qu'une position de travail inconfortable (chez les femmes seulement) sont des facteurs de risque de survenue d'accident de la route (Chiron *et al.* 2008). En outre, la probabilité de survenue d'un accident augmente après une séparation ou un divorce (Lagarde *et al.* 2004), ainsi que pour des personnalités de type A (*type A behavior pattern*) (Nabi *et al.* 2005). Ces traits de personnalité, caractérisés par une anxiété latente, une impatience excessive, et une propension à avoir des comportements

hostiles, sont considérés comme des facteurs de risque de survenue d'accident de la route (Karlberg et al. 1998; Perry 1986; West et al. 1993).

Notre étude de l'impact des accidents sur l'emploi des victimes est originale. Différentes hypothèses sont testées dans ce travail. La première est que la survenue d'un accident de la route pourrait conduire à un départ prématuré à la retraite, conditionné par la gravité physique ou matérielle de celui-ci mais également la générosité des revenus de remplacement. *A contrario*, les mécanismes de protection de l'emploi (adaptation au travail, reconversion, mutation) peuvent conduire à un maintien en emploi.

2. Sources et données

2.1. La base Gazel

La base de données *Gazel* permet de suivre plus de 20 000 professionnels volontaires d'EDF-GDF inclus en 1989 et âgés de 35 à 50 ans. L'un des principaux atouts de cette cohorte est le taux d'attrition particulièrement faible, de l'ordre de 1 % de la population d'origine. Le suivi de cette cohorte, l'une des plus importantes en France, est particulièrement efficace puisque le taux de réponse à l'auto-questionnaire reste supérieur à 75%, 18 ans après sa mise en place. Réalisée dans une grande entreprise du secteur public où les employés effectuent le plus souvent la totalité de leur carrière, elle permet le suivi de salariés sur une longue période. Elle présente cependant certaines limites liées au caractère volontaire de la participation⁷. Les non-participants au sein d'une même catégorie socio-professionnelle (PCS) sont caractérisés par une plus forte consommation d'alcool et de tabac et par des comportements à risque plus fréquents (Goldberg et al. 2001). En outre, le risque d'attrition n'est pas le même en fonction de la consommation de tabac, d'alcool, l'état de santé perçu ou de l'absentéisme médical notamment (Goldberg et al. 2006).

Il est à noter que les agents de maîtrise et notamment les cadres sont surreprésentés par rapport aux agents d'exécution. Les données disponibles sont des données sociodémographiques, professionnelles, relatives au mode de vie, psycho-sociales et psychologiques, liées aux difficultés ou aux fragilités et à l'état de santé. La collecte de données provient de différentes sources. Outre les auto-questionnaires annuels, les données proviennent du service du personnel de la caisse de sécurité sociale et des caisses de mutuelles complémentaires et d'action sociale, des centres d'examen de santé de la sécurité sociale, du centre d'épidémiologie des causes de décès de l'Inserm et de la médecine du travail. Depuis 10 ans environ, les volontaires ayant cessé leur activité au sein d'EDF-GDF sont suivis par la mise en place d'une procédure de recueil des données médicales par les médecins traitants. Le catalogue des données répertorie l'ensemble des variables disponibles année par année. Il s'agit donc de données de panel annuel.

2.2. Spécificités de la population d'étude

A l'instar d'autres établissements publics à caractère industriel et commercial (EPIC), le statut d'EDF-GDF a changé pour celui de société anonyme (SA) en 2004. Le développement de l'entreprise est aujourd'hui soutenu en partie par l'ouverture de son capital à hauteur de 30 %. Malgré tout, ce statut propose encore de nombreux avantages sociaux et économiques. La Caisse d'Assurance Maladie des Industries Electriques et Gazinières (Camieg) assure depuis 2007 le régime d'assurance maladie des personnels d'EDF-GDF, mais aussi des ayants-droit et inactifs. Outre des prestations en nature, la Camieg recouvre les cotisations du régime

⁷ Pour plus d'information sur la cohorte, le lecteur peut se référer à Goldberg et al., 2007 et à Zins, Leclerc et Goldberg, 2009.

complémentaire. En 2009, une couverture prévoyance obligatoire a été mise en place, engendrant des cotisations supplémentaires. La Caisse Centrale d'Activités Sociales (CCAS) a souscrit à ce nouveau contrat, appelé IDCP-N, des garanties dites « toutes causes », et des garanties « accidentelles ». Ces dernières couvrent les décès par accident, l'infirmité permanente partielle (IPP) et l'infirmité permanente totale (IPT). Le montant versé dépend du capital souscrit pour le risque et du taux d'infirmité attribué. Il est exprimé en pourcentage de salaire annuel brut. Les salariés d'EDF-GDF bénéficient d'une caisse de retraite spécifique, la Caisse Nationale de Retraite des Industries électriques et gazières (CNIEG). Ils peuvent appartenir à trois catégories de services distinctes : les services insalubres (comprenant les travaux de nettoyage, de réparation, les travaux effectués dans les égouts, ou impliquant une exposition régulière à une source d'oxyde de carbone), les services actifs (pour les chefs d'équipes techniques, les agents ayant des fonctions de magasiniers ou travaillant en laboratoire) et les services sédentaires pour les autres agents.

L'âge de départ à la retraite est de 55 ans pour les services insalubres et actifs et 60 ans pour les services sédentaires. Le départ à la retraite peut être retardé ou anticipé selon des conditions liées au service ou à la survenue d'un accident. La retraite à taux plein dépend de l'ancienneté dans l'entreprise. Pour les emplois en services sédentaires l'ancienneté nécessaire pour l'obtention d'une retraite à taux plein est de 25 ans contre 15 ans pour les services actifs. Lorsque le nombre d'années pour l'obtention d'une retraite à taux plein n'est pas atteint, le personnel reçoit une pension de retraite proportionnelle au nombre d'années effectuées. Les emplois sont considérés comme sédentaires si l'employé n'effectue pas de travaux d'installation ayant une teneur nocive en oxyde de carbone, ne travaille pas dans les égouts, n'effectue pas de travaux de nettoyage, ne répare pas de fuites (service insalubre) ou n'est pas chef d'équipe responsable de travaux (service actif).

La cohorte *Gazel* couvre ainsi une population spécifique qui n'est représentative ni de la population générale, ni de l'ensemble de la population des travailleurs français. Par exemple, elle ne comprend pas les agriculteurs, ou les professions libérales (Goldberg et al., 2001; Metzger et al., 2002; Goldberg et al., 2006; Goldberg et al. 2007). Une sous mortalité, ainsi qu'une moindre importance des comportements addictifs ont d'ailleurs été constatés (Chevalier et al. 1987), en lien avec un probable *healthy worker effect* (Eisen et al. 2013). Les travailleurs en bonne santé et les plus robustes restent en emploi, même exposés à un risque professionnel, alors que ceux qui le sont moins diminuent leur offre de travail, voire quittent leur emploi prématurément.

3. Méthode

3.1. Stratégie économétrique

Nous cherchons à estimer l'effet moyen de d'accidents de la route (à partir de quatre variables : *accident de la route général*, *accident corporel*, *accident matériel lourd*, *accident matériel léger*) sur différentes dimensions de la trajectoire professionnelle (*inactivité*, *sédentarité*, *changement de statut d'occupation*). Or, certaines variables influençant les accidents de la route peuvent également influencer les trajectoires professionnelles. Par exemple, les préférences pour le travail à (ou proche du) domicile, pour le lieu de vie (en zone urbaine ou rurale), ou pour le moyen de transport utilisé (voiture ou transport en commun) peuvent influencer le choix de certains emplois. Pour tenir compte de cette hétérogénéité inobservée, nous suivons Heckman, Ichimura et Todd, 1997 - qui montrent qu'en utilisant des données longitudinales l'appariement et la différence-en-différences (DD) peuvent être combinés fructueusement. Ainsi, pour évaluer l'effet d'un accident de la route sur la trajectoire professionnelle, nous associons une DD avec une technique d'appariement par

score de propension (Rosenbaum et Rubin, 1983). L'analyse consiste alors à comparer la trajectoire professionnelle des individus ayant subi un accident de voiture (« groupe de traitement ») à celle d'un autre groupe n'ayant pas subi ce choc (« groupe de contrôle »), mais présentant, un an avant l'apparition de ce choc, les mêmes caractéristiques observables.

Les individus du groupe de contrôle ont été appariés aux individus du groupe de traitement sur la base de leur score de propension. Ce dernier a été calculé tous les ans pour les individus du groupe de contrôle, et l'année d'avant le choc pour les individus du groupe de traitement. Un individu du groupe de contrôle a donc un score de propension toutes les années où il est observé, un individu du groupe de traitement a donc un score de propension uniquement l'année d'avant le choc. De plus, nous avons également apparié sur l'année d'avant choc. En d'autres termes, nous combinons un appariement par score de propension avec un appariement exact sur l'année. Ainsi, l'individu traité sera apparié à l'individu contrôle le plus proche (basé sur la somme du score de propension et l'année d'avant choc). Ainsi, un individu du groupe de traitement sera associé à son plus proche voisin ayant une probabilité similaire de subir l'accident un an avant sa survenue. Le score de propension synthétise l'ensemble des variables de conditionnement.

Les deux hypothèses suivantes ont été vérifiées : (1) l'hypothèse d'indépendance conditionnelle à des caractéristiques observables (*conditional independance assumption – CIA*) et (2) l'hypothèse de la condition de support commun (*overlap*). La première hypothèse suppose de disposer de variables de conditionnement rendant compte de l'hétérogénéité individuelle observable. Il est préférable d'utiliser le maximum d'informations et donc de conduire un appariement avec plusieurs variables de conditionnement. Si le nombre est trop élevé, trouver un voisin proche s'avère néanmoins compliqué et le risque de ne pas respecter l'hypothèse CIA est élevé. C'est la raison pour laquelle de nombreuses évaluations empiriques choisissent l'appariement sur le score de propension. Dans notre cas, nous retenons uniquement les observations qui appartiennent au support commun. Par ailleurs, l'appariement utilisé dans cette étude est réalisé avec remise, c'est-à-dire, que plusieurs individus du groupe de contrôle peuvent être associés à un seul individu du groupe de traitement.

En associant ces deux méthodes, on s'assure de la comparabilité des deux groupes avant l'accident (appariement), puis on élimine les évolutions temporelles communes aux deux groupes (e.g., réformes du marché du travail, exposition aux campagnes de prévention routière) ainsi que les variables individuelles inobservables constantes dans le temps. Les variables de conditionnement sont susceptibles d'altérer le lien entre les variables de « traitement » (ici, l'accident de la route) et les variables de résultats (ici, l'*Inactivité*, la *Sédentarité*, le *Changement de statut d'occupation*). L'encadré 1 détaille la stratégie économétrique mise en œuvre.

Encadré 1 : La méthode de différence en différence avec appariement par score de propension

Cette méthode permet d'éliminer toutes les caractéristiques observées et inobservées fixes dans le temps au niveau individuel (capacités cognitives innées, motivation à trouver un travail). Nous nous inspirons des travaux de Barnay, Duguet et al. 2015 et de Barnay, Ben Halima et al, 2015 qui étudient à l'aide d'une DD combinée à un appariement exact respectivement l'effet d'un handicap et d'un cancer sur la trajectoire professionnelle. Ce faisant, il est possible de tenir compte de dates de survenue de l'événement qui diffèrent selon les individus. L'objectif de notre stratégie est de supprimer l'effet des variables observables (effet de composition des groupes) et non observables constantes dans le temps sur des caractéristiques d'emploi. Ainsi, nous cherchons à estimer des variables caractérisant le marché du travail (y_{it}) d'un salarié i victime d'un accident (versus j pour la population de contrôle) au temps t (nous observons les effets d'un (t+1) à cinq ans (t+5) après la survenue de l'accident). $f(X_i)$ (respectivement $f(X_j)$) désigne les variables observables permettant l'appariement par score de propension. L'hétérogénéité individuelle inobservée fixe dans le temps est représentée par le paramètre c_i . Un effet temporel e_t est ajouté car l'influence d'un accident sur les caractéristiques professionnelles peut varier en fonction de changements de comportements de prévention ou du contexte macroéconomique. T_{it} est une variable indicatrice égale à 1 si l'individu est victime d'un accident, 0 dans le cas contraire. δ est le coefficient définissant l'effet de l'accident et constitue notre paramètre d'intérêt. Finalement, ε_{it} désigne l'erreur du modèle.

La DD est la différence des variables de résultats entre deux périodes, chez les traités et chez les non traités. Elle va permettre de supprimer les effets des caractéristiques observables (via le PSM) et inobservables fixes dans le temps.

Nous pouvons écrire le modèle pour les individus traités i et pour les individus non traités j :

$$y_{it} = e_t + c_i + f(X_i) + \delta T_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$y_{jt} = e_t + c_j + f(X_j) + \varepsilon_{jt}$$

Nous cherchons à étudier la différence sur les moyennes des variables de résultats entre les deux groupes. Après le calcul de la moyenne chez les individus traités, avant et après traitement, et de la moyenne chez les individus non traités (contrôle) avant et après traitement. La DD est calculée par la formule suivante :

$$D_i^T = y_{i,t+1} - y_{i,t-1} \text{ et } D_j^T = y_{j,t+1} - y_{j,t-1}$$

Notre objectif est de calculer la valeur moyenne de Δ pour estimer l'effet du choc de santé :

$$\Delta = E(Y_{i1} - Y_{i0} | T = 1) - E(Y_{i1} - Y_{i0} | T = 0)$$

3.2. Variables de résultats

L'ensemble des variables utilisées est résumé dans l'annexe 1 (tableau 1) Nous nous intéressons aux trajectoires professionnelles des employés d'EDF-GDF en fin de carrière, c'est-à-dire âgés de 50 ans à 60 ans au moment de la survenue de l'accident. Cette catégorie correspond aux âges de départ à la retraite pour les employés ayant un poste sédentaire. Voici les variables identifiées pour décrire au mieux ces situations :

- la variable *Inactivité* décrit le fait d'arrêter de travailler, quel que soit le motif : passage en retraite, mise en ALD ou invalidité ;
- la variable *Sédentarité* définit le degré de sédentarité de l'emploi (le poste est coté 0 s'il est totalement sédentaire et 100 s'il est totalement actif). Le degré de sédentarité dépend de l'emploi occupé. Un individu peut donc être confronté à différents taux sur l'ensemble de la carrière, selon les postes et leur durée. Par ailleurs, l'âge de la retraite est calculé par un algorithme utilisé par EDF-GDF en fonction du temps passé respectivement en poste actif et sédentaire ;
- La variable *Changement de statut d'occupation* regroupe *a posteriori* des raisons liées à une modification importante de l'activité. Nous avons identifié à partir des variables disponibles les raisons suivantes : changement de poste, reconversion, chômage, mutation. L'hypothèse est ici faite que ces variables sont suffisamment corrélées pour exprimer la même tendance, c'est-à-dire qu'elles renvoient à la même notion de changement dans l'emploi. De plus, l'observation de chacune d'entre elles prise séparément ne permettrait pas de mettre en évidence un effet éventuel, compte tenu du faible nombre d'observations. Ainsi, nous codons cette variable en 0 ou 1 lorsque l'un de ces éléments survient.

3.3. Variables de traitement

Notre étude s'intéresse aux effets des accidents de la route, jusqu'à 5 ans après leur survenue, pour les individus âgés de 50 ans et plus au moment de l'accident. Quatre variables de traitement sont définies. Nous retenons tout d'abord le fait d'avoir subi un accident de la route dans les 12 derniers mois (1). Dans les données source, un changement de libellé est cependant intervenu à partir de 2007. Sur la période 2002-2007, sont inclus les accidents en tant que conducteur et en tant que piéton, alors que seuls les accidents concernant le conducteur sont répertoriés après cette date. Afin d'avoir le bénéfice d'une série longue, nous faisons l'hypothèse que les deux types d'accident ont des effets suffisamment comparables pour être regroupés en une seule variable dénommée *accident de la route général*. Cette variable dichotomique (oui/non) est mobilisée dans la première approche économétrique, sans tenir compte d'éventuelles différences de gravité de l'accident. Or les résultats antérieurs ont montré que la gravité conditionnait la nature des répercussions de l'accident pour la victime. Pour tenir compte des conséquences physiques ou matérielles de l'accident, trois variables d'intérêt supplémentaires sont utilisées : le nombre d'accidents corporels, le nombre d'accidents matériels lourds et le nombre d'accidents matériels légers. Ces variables ont été recueillies de 2006 à 2014 et sont bien distinctes de la variable dichotomique précédente. Un *accident corporel* (2) représente un accident de la route ayant nécessité une consultation médicale. Un *accident matériel lourd* (3), est un accident ayant nécessité un remorquage. Un *accident matériel léger* (4) est un accident matériel ne rentrant pas dans cette définition. Lorsqu'un individu subit plusieurs accidents sur la période d'étude, seul le premier est considéré.

3.4. Variables de conditionnement

La méthode du score de propension est utilisée pour appairer le groupe traité et le groupe contrôle. Pour obtenir une analyse pertinente, les variables de conditionnement doivent affecter à la fois la probabilité d'avoir un accident mais également les performances sur le marché du travail.

Le score de propension est ainsi défini à partir des variables suivantes :

- l'âge est susceptible d'affecter 1) la probabilité d'avoir un accident (les séniors sont moins touchés par les accidents de la route, mais leurs conséquences sont plus graves⁸) et 2) l'emploi : les 60-64 ans ont des taux d'emploi plus faibles que les plus jeunes et la fréquence du chômage de longue durée par exemple y est plus élevée⁹ ;
- le niveau initial de formation est susceptible d'affecter 1) la probabilité d'accident : les ouvriers représentaient 22,1% des décès, alors que les cadres supérieurs ne représentaient que 2,9% décès (Grossetête 2010) ; 2) l'emploi : les plus diplômés sont aussi mieux protégés contre le chômage (Attal-Toubert et Lavergne 2006) que les moins diplômés ;
- le sexe est susceptible d'affecter 1) la probabilité d'accident : les hommes cumulent 75% de la mortalité sur les routes (Observatoire national interministériel de la sécurité routière, 2016) ; 2) l'emploi : les trajectoires professionnelles féminines sont plus précaires que celles des hommes ;
- le lieu d'habitation est susceptible d'affecter 1) la probabilité d'accident : 77% des décès ayant lieu en zone rurale, les habitants des grandes zones urbaines sont donc doublement protégés (ils possèdent moins de véhicules que les autres et n'habitent pas en zones rurales) ; 2) l'emploi : les habitants des zones rurales sont aussi plus exposés au chômage (Cavaco et Lesueur 2004).
- le statut marital est susceptible d'affecter 1) la probabilité d'accident : une personne célibataire a plus de chance d'avoir un accident de la route que les autres (Grossetête, 2010) ; 2) l'emploi : elle est aussi plus souvent au chômage que les personnes mariées (Biausque et Govillot 2012).
- Le revenu est susceptible d'affecter 1) la probabilité d'accident car elle influence la probabilité d'avoir une assurance. Ce faisant une meilleure couverture des coûts peut augmenter le risque d'aléa moral (Geoffard, 2000), lui-même pouvant impacter la probabilité d'avoir un accident ; 2) l'emploi car le taux de chômage des plus pauvres est supérieur à celui des classes aisées (Insee, 2017).

Nous construisons deux classes d'âge autour de l'âge pivot de 65 ans. La variable *sexe* est codée 1 si l'individu est une femme, et 0 s'il s'agit d'un homme. La variable lieu d'habitation comprend deux modalités *milieu rural*, *milieu urbain* et peut être utilisée comme une mesure de la distance habitation/travail, permettant de prendre en compte le fait de bénéficier de moyens de transports ou de l'obligation d'utiliser un moyen de transport personnel. Pour prendre en compte la PCS, nous utilisons la variable *niveau d'éducation*, renseignée en fonction du diplôme le plus élevé, nous l'utilisons en deux classes : dernier diplôme obtenu *inférieur au baccalauréat*, *supérieur au baccalauréat*. La variable *vie en couple* comprend deux modalités, *en couple* (marié, concubinage) ou *seul* (veuf, séparé, divorcé). La variable de revenu est codée 0 pour les individus dont les revenus mensuels nets du foyer sont inférieurs ou égaux à 1982 euros par mois. Cette variable est codée 1 pour ceux ayant un revenu supérieur à ce montant. Le choix de ce seuil permet de séparer en deux la distribution des revenus pour mieux distinguer deux types de profil. Le seuil a été choisi en fonction de la variable existante qui comprend huit classes, que nous avons regroupées en seulement deux selon le niveau de richesse¹⁰.

⁸ <http://www.securite-routiere.gouv.fr/medias/espace-presse/publications-presse/bilan-definitif-de-l-accidentalite-routiere-2016>

⁹ Insee Première n°1661 – Juillet 2017

¹⁰ Initialement, la question posée pour le revenu contenait 10 items que nous avons choisi de regrouper en deux catégories. La première catégorie correspondant aux items 1 à 5 (les revenus les plus bas) et la seconde, aux items 6 à 10 (les revenus les plus hauts).

4. Résultats et discussion

4.1. Analyse descriptive

Le tableau 1 présente le nombre d'accidents observés au cours de la période 2002-2014. Au total, 4 066 individus ont été victimes d'accidents de la route pendant la période d'étude, pour un nombre total de 5622 accidents (soit 1,4 accident par victime). 656 de ces accidents sont survenus en période d'activité professionnelle. L'annexe 1 (tableau 2) indique le nombre d'accidents par année sur la période 2002-2014. Plus d'accidents sont observés lorsque la variable choisie est plus globale, c'est-à-dire quand l'accident peut survenir y compris en tant que piéton (de 2002 à 2007). La seconde variable est plus restrictive que la seconde puisque les accidents en tant que piéton ne sont pas comptabilisés. Elle est également plus précise et facilite l'interprétation des résultats, puisque l'on peut penser que les déterminants de survenue d'un accident en tant que piéton peuvent être différents de ceux d'un accident en tant que conducteur. L'intérêt de fusionner ces deux variables est de mesurer un effet longitudinal plus important et ainsi profiter des avantages de la cohorte pour les accidents en tant que conducteur notamment.

Tableau 1 : Effectifs du nombre d'accidents par type d'accidents observés pendant la période d'étude (nombre d'accidents pour 4 066 individus)

	En activité n(%)	Non activité n(%)	Total
Accident de la route général	656(11,7)	4966(88,3)	5622(100)
Accident corporel	119(18,3)	531(81,7)	650(100)
Accident matériel lourd	132(20,5)	512(79,5)	644(100)
Accident matériel léger	360(16,2)	1858(83,8)	2218(100)

Source : cohorte Gazel, données 2002 à 2014, données INSERM

Note : les effectifs présentés sont ceux du nombre d'accidents observés, un même individu ayant pu subir jusqu'à 5 accidents ; les individus sont en activité lorsqu'ils ont une activité professionnelle qu'elle soit sédentaire ou non.

Le tableau 2 présente les principales caractéristiques des victimes, au moment de la survenue du premier accident, et en fonction du type d'accident. La proportion d'hommes (72 %) et de femmes (28 %) parmi les accidentés et les non accidentés est identique lorsqu'on s'intéresse à la variable *accident de la route général* ($p=0,2$). En revanche la proportion des salaires les plus élevés, est supérieure pour les individus du groupe accidenté (22,9 % contre 15,6 % gagnent plus de 3811 euros parmi les accidentés, $p<0,01$). La majorité des victimes a entre 55 et 65 ans (56,8 %, $p=0,05$). La proportion d'individus diplômés du supérieur, est plus important parmi les accidentés ($p<0,01$). En revanche lorsque l'accident provoque une blessure physique ou un dommage matériel, on compte plus de victimes parmi les hommes (79,2 %, $p<0,01$), les personnes appartenant aux classes de salaires les moins élevés ($p<0,01$) et aux PCS inférieures ($p<0,01$). L'annexe 1 (tableau 2) compare le nombre d'observations lié au changement de trajectoires professionnelles pour les individus traités et non traités. Il n'y a pas de différences significatives pour les variables choisies (changement de poste, déménagement, reconversion, chômage, mutation, âge de passage la retraite).

Tableau 2 : Description de la population d'étude en fonction du type d'accident

	Accident de la route général (%)		p	Accident corporel (%)		p	Accident matériel lourd (%)		p	Accident matériel léger (%)		p
	Accidentés (n=4066)	Non accidentés (n=14906)		Accidentés (n=587)	Non accidentés (n=18385)		Accidentés (n=577)	Non accidentés (n=18395)		Accidentés (n=1737)	Non accidentés (n=17235)	
Sexe												
Homme	72,2	72,5	0,2	79,2	72,2	***	79,9	72,2	***	80,9	71,5	***
Femme	27,8	27,5		20,9	27,8		20,1	27,8		19,1	28,5	
Revenu												
Moins de 991€	0,5	1	***	1	0,8	***	1,2	0,9	***	0,9	0,9	***
de 991€ à 1144€	0,9	1,8		2	1,6		1,3	1,6		1,2	1,6	
de 1144€ à 1372€	4	6,3		6,8	5,7		5,8	5,8		6,2	5,7	
de 1372€ à 1601€	3,5	5,5		5,5	5		6,4	5		5,3	5	
de 1601€ à 1982€	17,7	18,9		18	18,7		17	18,7		18,2	18,7	
de 1982€ à 2592€	16,1	19,6		20	18,8		19,6	18,7		18,7	18,8	
de 2592€ à 3811€	34,4	31,3		32,9	32		31,5	32,1		32,1	32	
plus de 3811€	22,9	15,6		13,8	17,4		17,2	17,2		17,4	17,2	
Age												
de 45 à 55 ans	6,9	6,8	**	6,9	6,8	0,9	6	6,9	***	5,7	7	***
de 55 à 65 ans	56,8	57,4		57	57,3		55,9	57,3		56	57,4	
plus de 65 ans	36,3	35,8		36,1	35,9		38,1	35,8		38,3	35,6	
Niveau d'éducation												
CEP	4,8	7	***	6,1	6,5	***	6,1	6,5	***	6,1	6,6	***
BEPC	13	15,7		13,7	15,1		13,5	15,1		14,7	15,1	
CAP	25,9	29,6		30,2	28,8		28,7	28,8		27,8	28,9	
BEP, BP	24,5	22,7		24	23,1		24,2	23,1		23,7	23	
Baccalauréat	7,7	7,1		6,9	7,2		8,9	7,2		7,7	7,2	
BTS, DUT	6,7	5,6		5,4	5,9		5,4	5,9		5,9	5,9	
Autres enseignement	15	10		11,1	11,1		10,7	11,1		11,5	11	

supérieur												
Autre diplôme	2,4	2,3		2,6	2,3		2,5	2,3		2,6	2,3	
Situation maritale			***			***			0,8		***	
En couple	84,8	86,2		87,4	85,8		86	85,9		85,3	85,9	
Seul	15,2	13,8		12,6	14,2		14	14,1		14,7	14,1	
Situation géographique			***			**			0,7		***	
Zone rurale	74,1	72,3		71,5	72,8		72,9	72,7		76	72,3	
Zone urbaine	25,9	27,7		28,5	27,2		27,1	27,3		24	27,7	
Quantité d'alcool consommée			***			***			***		***	
0 verre/jour	21,1	43,5		39,1	38,4		42,4	38,3		38,5	38,2	
1 verre/jour	13,1	10,6		11,8	11,2		11,7	11,2		11,1	12	
2 verres/jour	20,5	15,6		17,4	16,6		15,7	16,7		16,6	16,9	
3 verres/jour plus de 3 verres/jour	17,9	12,9		13,6	14,1		13,5	14		14	13,9	
	27,4	17,4		18,1	19,7		16,7	19,8		19,8	19	
Profession du père			***			***			***		***	
Agriculteur	7,7	9,3		8,2	9		9	9		8,3	9,1	
Artisan	11,5	10,7		10,3	10,9		10,7	10,9		11,4	10,8	
Chef d'entreprise	0,6	1,1		0,5	1		1,3	1		1	1	
Cadre	12,5	10,4		11,4	10,9		10,4	10,9		11,4	10,8	
Profession libérale	22,3	21,2		18,6	21,5		20,9	21,4		22	21,4	
Employé	6,6	6,6		5,3	6,6		5,6	6,6		5,6	6,7	
Ouvrier	30	31,7		34,7	31,2		32,9	31,3		31,4	31,3	
Autre	8,8	9		11	8,9		9,2	8,9		8,9	8,9	
Travail du conjoint			***			***			***		***	
Oui	24,4	22,5		20	23,1		21,1	23,1		21,6	23,2	
Non	75,6	77,5		80	76,9		78,9	76,9		78,4	76,8	
	Moy(DS^a)	Moy(DS)	p	Moy(DS)	Moy(DS)	p	Moy(DS)	Moy(DS)	p	Moy(DS)	Moy(DS)	p

Etat de santé perçu	3,3(1,2)	3,3(1,2)	0,5	3,3(1,2)	3,3(1,2)	0,6	3,3(1,2)	3,3(1,2)	0,6	3,3(1,2)	3,3(1,2)	0,6
----------------------------	----------	----------	-----	----------	----------	-----	----------	----------	-----	----------	----------	-----

^a *Deviation standard*

*Note : *** : significatif au seuil de 1 %, ** : significatif au seuil de 5 %, * : significatif au seuil de 10 %*

Source : cohorte Gazel, données 2002 à 2014, données INSERM

4.2. Résultats économétriques

Avant de présenter les résultats économétriques, nous testons l'hypothèse de tendance commune. Elle semble globalement vérifiée entre les groupes traité et contrôle (annexe 4, graphiques 5 à 7). Les trajectoires professionnelles semblent évoluer parallèlement avant la survenue du choc dans les deux groupes. Pour la variable *inactivité*, l'évolution après le choc semble suivre une tendance quasi similaire à celle de la période précédant le choc. Concernant la variable *sédentarité* les courbes divergent à partir de deux ans après le choc. La variable *changement de statut d'occupation* montre un croisement des courbes des deux groupes après le choc, indiquant un nombre d'événement de changements dans l'emploi plus élevé dans le groupe contrôle.

L'annexe 3 (tableau 4 et graphique 4) présentent les résultats de l'appariement par score de propension. Avant appariement, les populations des groupes traité et contrôle diffèrent : les victimes d'accidents ont un niveau d'éducation moins élevé, sont moins souvent en couple, ont un revenu plus élevé, vivent plus souvent en zone rurale. L'absence d'appariement pourrait conduire à sous-estimer la dégradation de la trajectoire professionnelle en raison d'une meilleure dotation en capital humain de la population victime d'accidents par rapport à la population témoin. Le graphique 4 permet de vérifier la qualité de l'appariement grâce à la distribution du score de propension, les courbes après appariement étant superposables dans les groupes traité et contrôle. Le tableau 3 montre, après appariement, l'absence de différence dans les moyennes des variables d'appariement choisies dans les deux groupes.

Enfin, le tableau 4 présente les résultats de la DD après appariement par score de propension. Les coefficients s'interprètent selon la nature des variables : *inactivité* et *changement de statut d'occupation* sont des variables qualitatives alors que la variable *sédentarité* est une variable continue codée de 0 à 100. Ils représentent la moyenne de la différence observée pour chacune des variables de résultat. Pour les variables qualitatives, cette moyenne s'interprète en pourcentage, en multipliant par 100 le coefficient alors que pour la variable *sédentarité*, le coefficient peut s'interpréter directement.

4.1. Inactivité professionnelle

La survenue d'un *accident de la route général* ne semble pas conduire à une sortie plus précoce du marché du travail ni à un changement de statut d'occupation. En effet, on ne mesure pas de différence entre les groupes traité et contrôle pour le passage du statut d'actif occupé à celui d'inactif et ce, quel que soit l'horizon temporel. Des *accidents corporels* vont en revanche, à partir de 3 ans après la survenue du choc, provoquer une sortie du marché du travail plus précoce que pour les individus n'ayant pas subi d'accident, tendance qui se renforce avec le temps. Cette sortie de l'emploi est décalée dans le temps, puisqu'elle intervient à partir de 3 ans après la survenue de l'accident de la route. Ainsi, la survenue d'un accident corporel n'empêche pas la reprise immédiate du travail. Toutefois, cette variable ne permet pas de distinguer les accidents selon leur gravité. Concernant les deux autres variables de traitement (*accidents matériels légers* et *accidents matériels lourds*) nos résultats indiquent une sortie plus précoce du marché du travail, là encore différée d'environ 3 ans après l'accident.

Tableau 3 : Moyenne des variables de conditionnement et moyenne des variables avant et après appariement dans les groupes traité (n=2 117) et contrôle (n=85592)

Variable	Moyenne avant appariement			Moyenne après appariement		
	Traité (%)	Contrôle (%)	p	Traité (%)	Contrôle (%)	p
Niveau d'éducation						
Inf. bac	69,9	76,8	***	71,5	72,9	NS
Sup. bac	30,1	23,2		28,5	27,1	
Age						
Inf. 65	63,2	63,4	NS	58,9	58,8	NS
Sup. 65	36,8	36,6		41,1	41,2	
Lieu de résidence						
Zone rurale	74,1	72,3	***	75	73,9	NS
Zone urbaine	25,9	27,7		25	26,1	
Statut marital						
Pas en couple	15,2	13,8	***	2,7	2,6	NS
En couple	84,8	86,2		97,3	97,4	
Revenu						
Inf. 1982 euros	26,6	33,5	***	20,2	18,8	NS
Sup. 1982 euros	73,4	66,5		79,8	81,2	
Sexe						
Femme	27,8	27,5	NS	25,8	25,2	NS
Homme	72,2	72,5		74,2	74,8	

Note : la taille des groupes traité et contrôle dépend de l'appariement effectué avec la première variable de résultat, c'est-à-dire l'effet du traitement sur l'inactivité

Lecture : la significativité globale des variables comprenant plusieurs modalités a été testée ; Après appariement il n'y a plus de différence dans les moyennes des variables utilisées entre les groupes traité et contrôle dans le modèle

*** : significatif au seuil de 1 %, ** : significatif au seuil de 5 %, * : significatif au seuil de 10 %

Source : cohorte Gazel, données 2002 à 2014, données INSERM

4.2. Sédentarité

Concernant la variable de traitement *Accidents de la route général*, aucun effet significatif n'est identifié sur le niveau de sédentarité du personnel, de même que pour la variable *Accidents matériels légers*. Pour la variable *accidents matériels lourds*, on constate un effet significatif sur la sédentarité à partir de la 2^{ème} année après le choc, mais contraire aux prédictions puisqu'apparaît une tendance à opter pour des postes moins sédentaires après l'accident. Le choix de postes plus sédentaires aurait en effet été attendu afin de réduire les contraintes physiques associées à l'emploi. Nous observons ce même résultat pour la variable *accidents corporels* à partir de la première année. Il n'y a pas d'observations pour la cinquième année en raison d'effectifs insuffisants¹¹.

¹¹ Le nombre d'individus traités est insuffisant pour permettre l'appariement

4.3. Changement de statut d'occupation

Les *changements de statut d'occupation* constituent un indicateur composite et retracent les changements dans l'emploi (de type épisode de chômage, reconversion, changement de poste, mutation). A la suite d'un *accident de la route général*, aucune modification de poste n'apparaît, que ce soit à court ou à long terme. Un résultat identique est obtenu pour les victimes *d'accidents corporels, matériels lourds ou matériels légers*. S'agissant d'une variable composite, il est difficile de savoir plus précisément l'origine de cet effet¹². Nous pouvons cependant constater que les victimes n'ont pas subi de changement dans leur emploi.

¹² L'analyse variable par variable ne peut être menée compte tenu de faibles effectifs observés

Tableau 4 : Effets des accidents (DD avec appariement par score de propension)

général	Accident de la route			Accident corporel			Accident matériel lourd			Accident matériel léger		
	Inactivité	Sédentarité	Changement	Inactivité	Sédentarité	Changement	Inactivité	Sédentarité	Changement	Inactivité	Sédentarité	Changement
			de statut d'occupation			de statut d'occupation			de statut d'occupation			de statut d'occupation
t-1,t+1	0,06	-0,27	-0,01	0,04	0,48	-0,03	0,03	0,3	-0,03	0,03	-0,02	-0,03
Effet	-0,01	-0,1	0,02	0,02	0,5	0,001	0,02	0,3	-0,007	0,02	-0,005	-0,007
t-test	-0,63	-0,3	-0,14	1,45	1,75*	0,05	1,43	1,04	-0,35	1,32	-0,02	-0,38
t-1,t+2	0,08	-0,33	-0,02	0,06	0,71	-0,03	0,05	0,4	-0,04	0,05	-0,02	-0,03
Effet	0,02	-0,19	-0,01	0,02	0,71	0,0009	0,02	0,4	-0,01	0,02	-0,02	-0,01
t-test	-0,64	-0,56	-0,33	1,43	2,93***	-0,04	1,5	1,64*	-0,68	1,37	-0,16	-0,54
t-1,t+3	0,1	-0,22	-0,02	0,08	0,99	-0,04	0,07	0,6	-0,05	0,07	-0,03	-0,04
Effet	0,22	-0,06	-0,02	0,03	0,99	-0,008	0,03	0,6	-0,02	0,03	-0,03	-0,002
t-test	-0,81	-0,18	-0,77	1,86*	2,92***	-0,33	1,89*	1,68*	-0,95	1,75*	-0,23	-0,08
t-1,t+4	0,13	-0,57	-0,04	0,09	1,01	-0,05	0,08	0,9	-0,06	0,08	-0,11	-0,04
Effet	-0,02	-0,33	-0,02	0,04	1,01	-0,009	0,04	0,9	-0,03	0,04	-0,11	-0,0004
t-test	-0,78	-0,73	-1,09	2,08**	2,05**	-0,34	2,09**	1,59	-1,12	2,02**	-0,5	-0,02
t-1,t+5	0,15	-0,98	-0,04	0,11	-	-0,06	0,1	-	-0,07	0,1	-	-0,05
Effet	-0,04	-0,57	-0,01	0,05	-	-0,02	0,05	-	-0,03	0,05	-	-0,03
t-test	-1,22	-0,76	-0,51	1,84*	-	-0,63	1,9*	-	-1,12	1,85*	-	-0,96

Note : *** : significatif au seuil de 1 %, ** : significatif au seuil de 5 %, * : significatif au seuil de 10 %

Lecture : les trois premières lignes de la colonne inactivité pour les accidents corporels, signifient que parmi les individus du groupe traité, 4 % sont passés en retraite un an après l'accident, qu'il y a une augmentation de 2% du passage en retraite par rapport au groupe contrôle, mais que cette différence n'était pas significative. Pour la variable sédentarité parmi les individus du groupe traité, on note une augmentation de 0,48 point en moyenne la première année du choc, une augmentation de 0,5 point par rapport au groupe contrôle sur la même période et que cette différence est significative au seuil de 10%.

Source : cohorte Gazel, données 2002 à 2014, données INSERM

4.4. Analyse de sensibilité

Une analyse complémentaire utilisant une autre méthode statistique a été utilisée pour confirmer nos précédents résultats. L'annexe 2 (graphiques 1 à 3) présente l'évolution des variables de résultat étudiées tenant compte des caractéristiques individuelles par l'utilisation d'une méthode de régression à effets fixes (encadré 2). Ce modèle permet de contrôler l'hétérogénéité inobservée au niveau individuel (e.g., Cheng, 2003 ; Gujarati et Porter, 2009 ; Wooldridge, 2013) et d'introduire les variables de contrôle directement dans le modèle. Le passage à l'inactivité est plus fréquent après la survenue de l'accident de la route général, mais il est significativement plus élevé dans le groupe traité avant le choc, ce qui pourrait s'expliquer en partie par des groupes traité et contrôle qui ne sont pas comparables, justifiant alors le recours à l'appariement par score de propension. La variable *sédentarité* indique une plus forte fréquence des postes sédentaires pour les victimes. Il ne semble pas exister de tendance avant et après le choc, même si les différences sont significatives entre les groupes, le groupe traité étant plus sédentaire avant et après l'*accident de la route général*. Il n'y a pas de différence entre les groupes concernant la variable *Changement de statut d'occupation*, ni dans les variables qui la composent, *changement de poste*, *mutation*, *reconversion professionnelle*, *chômage*. Chacune de ces variables prise séparément ne montre pas d'évolution significative dans le temps.

Encadré 2 : Régression à effets fixes

Le modèle a pour objectif d'étudier l'évolution des variables liées à l'emploi dans les groupes traité et contrôle. Nous utilisons un modèle à effet fixe individuel et temporel sur données de panel pour contrôler toutes les variables omises et fixes dans le temps. Le modèle utilisé est le suivant :

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_t + \beta X_{it} + \varepsilon_{it}$$

Y_{it} sont not variables de résultat (le passage du statut d'actif à inactif, le taux d'activité, la variable composite de changement dans l'emploi, la variable reconversion, la variable mutation et la variable chômage), X_{it} sont les variables de contrôle, α_i et δ_t sont les effets fixes individuels et temporels respectivement.

4.5. Discussion

Cette étude analyse l'effet des accidents de la route sur des changements de situations professionnelles, pour les employés d'EDF-GDF en fin de carrière. Elle se distingue des autres études françaises à plusieurs égards. Contrairement aux travaux économiques réalisés en France sur la relation santé-travail, notre étude mobilise tout d'abord les données d'une cohorte dont la profondeur temporelle et la richesse des informations permettent de reconstituer finement des trajectoires individuelles. Rares sont en effet les travaux en France mobilisant les données d'un véritable panel. Le faible taux d'attrition permet, en outre, de disposer d'un échantillon d'une taille suffisante pour mobiliser des techniques économétriques adéquates dans la mesure d'effets causaux.

Ensuite, nous mobilisons une variable originale *accident de la route général* qui ne constitue pas forcément *per se* un choc de santé similaire à la survenue d'une maladie ou d'un handicap. Nous supposons alors que ce choc peut altérer l'arbitrage travail-loisir à proximité de l'âge de la retraite. La décision du départ en retraite dépend en effet de déterminants monétaires (décote, taux de remplacement espéré, dispositifs de préretraite, de reclassement, critères d'éligibilité aux pensions d'invalidité) et non-monétaires comme l'état de santé ou les préférences jointes dans le couple. La survenue d'un accident pour un salarié de plus de 50

ans dans une grande entreprise publique relève potentiellement de trois effets ; 1) un effet direct sur une obligation de soins si l'accident le nécessite induisant une diminution de l'offre de travail 2) potentiellement un effet indirect lié aux conséquences en termes de coût psychologique et 3) une désutilité au travail du fait de l'exigibilité à des dispositifs généreux de départ anticipé. Les effets 2) et 3) sont les plus probables puisqu'aucun effet de court terme n'est mesuré.

Nous combinons deux techniques économétriques permettant de contrôler les effets d'hétérogénéité observée (score de propension) et d'hétérogénéité inobservée fixe dans le temps (DD).

Nos résultats indiquent une sortie du marché du travail à partir de 3 ans après la survenue d'accidents corporels ou matériels. Ainsi, si cette sortie du marché du travail est plus précoce dans le groupe traité, elle est décalée par rapport à la survenue de l'accident. Différentes hypothèses peuvent être faites pour expliquer ce résultat. Tout comme Zimmer (2015) et Halla et al. (2013), nous pouvons supposer que les employés bénéficiant d'assurances à des tarifs avantageux au sein de l'entreprise ont la possibilité de sortir plus tôt du marché du travail. L'effet de la variable *Accident de la route général* sur le changement du taux d'activité étant non significatif, nous pouvons penser que le salarié garde son poste, sans changement majeur dans les tâches qui lui étaient précédemment confiées. Ce résultat est conforme à l'épidémiologie des accidents de la route et aux résultats de la littérature, car quand un accident de la route n'a pas ou peu de conséquences physiques ou matérielles, ses effets sont minimes. Si la prévalence des accidents de la route est importante, leur impact sur les trajectoires professionnelles des individus en fin de carrière reste modeste.

Concernant l'impact de la variable *Accident corporel*, contrairement à nos hypothèses, les victimes ne s'orientent pas vers des postes plus sédentaires mais le contraire. Nous pouvons l'interpréter de deux façons. Premièrement, la grande partie des accidents nécessitant une consultation médicale ne sont pas des accidents graves et n'entraînent pas de séquelles invalidantes qui limiteraient significativement les activités professionnelles. Deuxièmement, ce résultat doit être interprété au regard de l'effet d'un reclassement d'un emploi vers un poste moins sédentaire qui ouvre droit *in fine* à un départ précoce en retraite. Il pourrait donc s'agir pour l'entreprise d'un levier dont elle pourrait se servir pour faciliter un départ plus précoce du marché du travail et sécuriser la trajectoire professionnelle du salarié. Ce résultat constitue un élément nouveau contributif à la littérature existante. Ce levier nécessite l'existence, dans l'entreprise, d'un classement des emplois selon des niveaux de sédentarité définis, avec des droits à la retraite variant en fonction des postes occupés. Une autre hypothèse explicative serait liée aux caractéristiques mêmes des emplois, certains postes actifs pouvant présenter des avantages que n'ont pas les postes sédentaires. Cette interprétation des résultats est également valable pour les résultats sur la variable *Accident matériel lourds*. Le résultat concernant la variable *Changement de statut d'occupation* est également intéressant. Alors qu'intuitivement on pourrait s'attendre à une augmentation du nombre d'événements composant cette variable, il n'en n'est rien. Une interprétation serait l'existence d'une protection offerte par l'entreprise conduisant à limiter le nombre de mutations ou de changements de postes pour les victimes d'accident afin de leur offrir une plus grande stabilité dans l'emploi. Nos résultats corroborent d'ailleurs d'autres résultats déjà connus dans la littérature (Garcia-Gomez et al. 2013b; Lundborg, Nilsson, et Vikstrom 2015; Leonard, Hughes, et Pruitt 2017).

En outre, nous postulons que la survenue de ce choc est exogène pour plusieurs raisons. Tout d'abord dans notre étude, l'accident de la route peut concerner le conducteur mais également le piéton (de 2002 à 2007). Dans ce dernier cas, s'il est possible que le degré d'urbanisme et

la densité de véhicules augmentent la probabilité d'accident de la route en tant que piéton, l'hypothèse d'exogénéité nous semble raisonnable. L'exogénéité de la survenue d'un accident de la route en tant que conducteur peut être discutée, tant il semble vraisemblable que certains déterminants individuels pourraient influencer sa survenue, comme par exemple les comportements à risque (conduite agressive ou consommation d'alcool). De même, le fait de posséder et d'utiliser ou non sa voiture peut dépendre de caractéristiques individuelles (niveau de revenu, distance domicile-travail). Sur ce dernier point cependant, il a été montré que le facteur influençant le plus l'utilisation de la voiture pour les déplacements professionnels était l'existence ou non de transports en commun (Commissariat général au développement durable 2010). Ainsi il existe un gradient net de l'utilisation entre Paris, la région parisienne et la province. L'utilisation de la voiture augmente au fur et à mesure que l'on s'éloigne de Paris. La PCS joue aussi un rôle. Le recours aux transports en commun est plus fréquent pour les PCS élevées en Ile-de-France mais aussi chez les PCS les plus modestes en Province (Commissariat général au développement durable 2010). Les méthodes employées dans notre travail reposent sur l'hypothèse que le choc subi est exogène. Or on ne peut affirmer avec certitude que c'est le cas. Plusieurs effets de sélection sont en effet à l'œuvre. Par exemple, un accident de voiture en tant que conducteur suppose tout d'abord que l'individu soit en possession d'un véhicule, ce qui sélectionne une population en ayant les moyens financiers. Ensuite la probabilité de survenue d'un accident est accrue en cas de fatigue, avec l'âge, ou le degré d'alcoolémie. Cette question de l'exogénéité est commune aux différents travaux sur la question recourant à l'utilisation de méthodes économétriques valides et robustes (Garcia-Gomez et al. 2013; Barnay, Ben Halima et al. 2015; Woode 2017; Datta Gupta, Kleinjans, et Larsen 2015)

L'une des difficultés rencontrées réside dans l'absence de caractérisation précise des séquelles survenant à la suite des accidents. Nous disposons cependant d'informations sur la nature des chocs ce qui n'est pas suffisant pour caractériser le degré de gravité de l'accident. Seul le motif précis de consultation, qui n'est pas recueilli, permettrait d'avoir une variable de mesure pertinente. Une autre limite tient à la disponibilité des variables sur des périodes similaires. Le recueil de données s'effectuant par vagues, les questionnaires évoluent d'une année sur l'autre et ne sont pas systématiquement constitués des mêmes questions. Il serait alors intéressant de comparer l'effet d'un accident de la route grave, avec l'effet d'autres chocs de santé pour comparer les amplitudes. Les différentes variables testées comme mesures de la gravité (arrêt de travail, accident corporel et matériel lourd, accident et augmentation du nombre d'hospitalisations) n'ont pas permis d'identifier correctement ce phénomène et ne sont donc pas présentées ici. Par ailleurs, d'autres mesures de performance sur le marché du travail n'étaient pas disponibles (salaires, temps de travail).

Les résultats portent sur une population particulièrement protégée et spécifique et ne peuvent prétendre à être généralisés à toute la population française. Par ailleurs, à l'instar de toute étude mobilisant des données déclaratives, on ne peut écarter un biais de déclaration de l'état de santé. On peut également supposer que les événements de santé les plus pénalisants ont écarté les individus du marché du travail de telle façon qu'ils ne soient plus présents dans la cohorte. Ce biais de sélection pourrait conduire à sous-évaluer l'impact du choc de santé. Dans la cohorte *Gazel*, les individus les plus jeunes ont 35 ans en 1989, la majorité des accidents étudiés à partir de 2002 concernent donc des retraités, et non pas des actifs. Nous ne les avons pas pris en compte dans notre analyse.

Conclusion

Finally, the data used in *Gazel* allowed us to characterize the different types of road accidents and to study their effects on the professional trajectories of individuals at the end of their career. The majority of accidents observed in this cohort, between 2002 and 2014, did not result in physical injuries or material damage. On the contrary, when this is the case, the victims more often belong to lower PCS and an earlier exit from the labor market is observed. This effect is however delayed in time. These possibilities offered by EDF-GDF are to be related to the protective character of the public sector compared to the private sector. Barnay et al. (2015) show that following a disability of more than one year, employability drops much more strongly in the private sector than in the public sector.

In the case of EDF-GDF, it could therefore be a tacit agreement between the employee and the company, the one benefiting from an earlier departure while benefiting of all his rights to retirement, the other being able to continue to employ a salaried worker who would have left prematurely after the occurrence of the accident. The hypothesis of a tacit agreement created by the company is without doubt an issue and deserves further investigations. In particular, this agreement would limit the effectiveness of future reforms whose objective would be the alignment of special regimes on the public sector and consequently the progressive delay of the retirement age. A complementary study could be envisaged in order to better understand the adaptive mechanisms of reclassification existing, within companies of the private sector and the public sector, and to understand to whom, the company or the salaried worker, they could benefit in the first place.

Annexe 1

Tableau 1 : Variables mobilisées dans l'analyse économétrique à partir de la base *Gazel* 2002-2014

Variables	Modalités
Variables de traitement	
Accident de la route général	oui/non
Accident corporel	oui/non
Accident matériel lourd	oui/non
Accident matériel léger	oui/non
Variables de résultats	
Inactivité	oui/non
Sédentarité	coté de 0 à 100
Rupture dans l'emploi (reconversion/mutation/changement de poste/chômage)	oui/non
Variables de conditionnement	
Niveau d'éducation	CEP/BEPC/Baccalauréat/CAP/BEP, BP, BEC, BEI/BTS, DUT/Autre enseignement sup/Autre diplôme
Vie en couple	oui/non
Sexe	Homme/femme
Consommation d'alcool	quantité de verres/jour Agriculteur/artisan/chef d'entreprise/cadre/profession intermédiaire/employé/ouvrier/autre
Profession du père	moins de 991 € /991-1144€/1144-1372€/1601- 1982€/1982-2592€/2592-3811€/3811€ et plus
Revenu du ménage	35-45/45-55/55-65/plus de 65 ans
Age	échelle de 1(bonne santé perçue) à 8 (mauvaise santé perçue)
Etat de santé perçu	oui/non
Travail du conjoint	oui/non
Lieu d'habitation	banlieue/centre-ville/ville isolée/rural

Source : cohorte *Gazel*, données INSERM

Tableau 2 : Nombre d'accidents par année

2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
733	588	535	514	449	404	378	356	330	317	330	332	356

Tableau 3 : Nombre d'observations liées aux changements de trajectoires professionnelles dans les groupes traité et contrôle

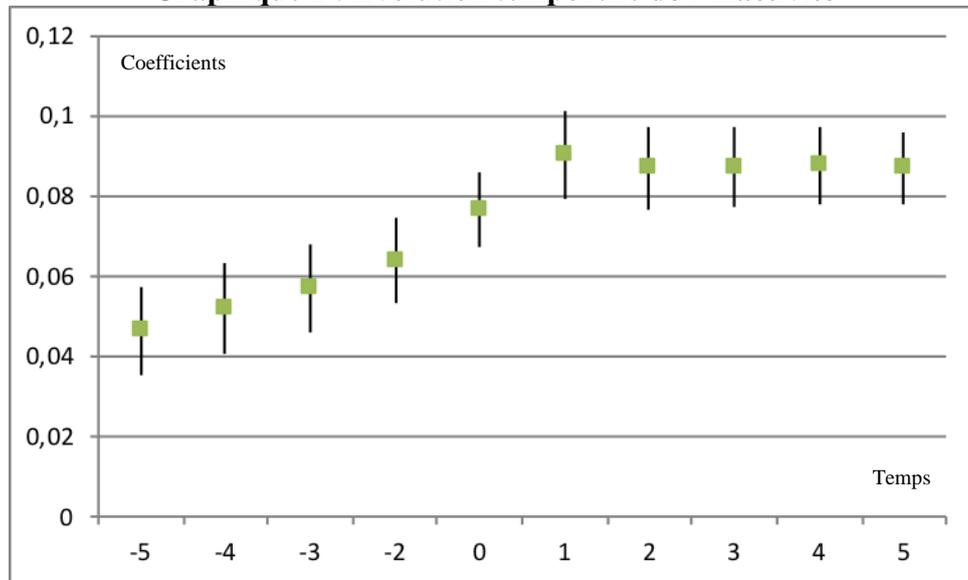
	Traité, n(%) (total n=26761)	Contrôle, n(%) (total n=90802)	p
Changement de poste			
0	25906(96,8)	87873 (96,8)	0,37
1	835(3,1)	2833(3,1)	
2	20(0,1)	96(0,1)	
Reconversion			
0	25536(99,2)	89944(99,1)	0,29
1	221(0,8)	842(0,9)	
2	4(0)	16(0)	
Chômage			
0	24409(91,2)	82805(91,2)	0,9
1	2335(8,7)	7932(8,7)	
2	17(0,1)	65(0,1)	
Mutation			
0	26433(98,8)	89629(98,7)	0,6
1	316(1,2)	1124(1,2)	
2	12(0)	49(0,1)	
	Moyenne en année (écart-type) (total n=1721)	Moyenne en année (écart-type) (total n=6005)	0,75
Age de départ à la retraite	59(0,1)	59,1(0,1)	

*Note : les observations correspondent au nombre d'apparition de la variable renseignée dans la base de données
Source : cohorte Gazel, données 2002 à 2014, données INSERM*

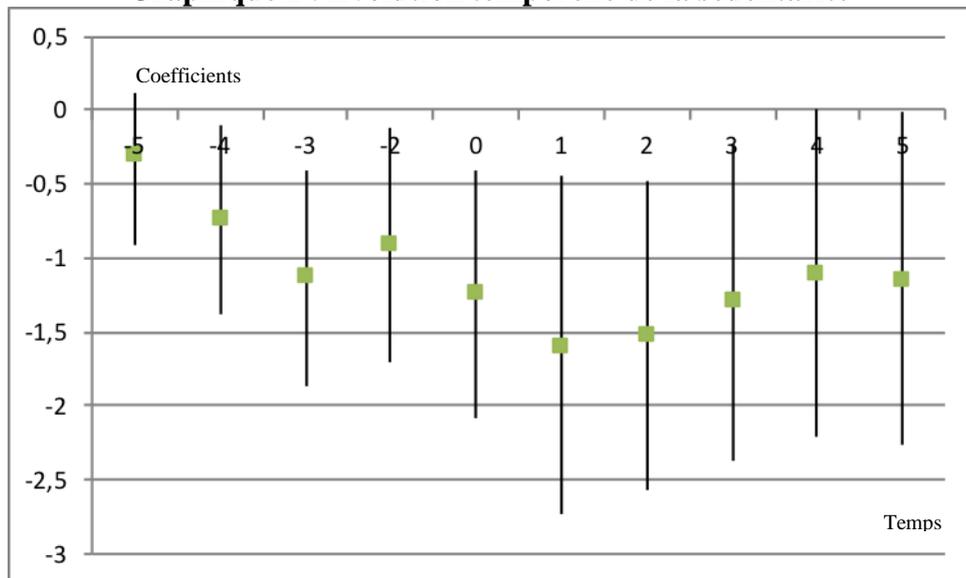
Annexe 2

Graphique 1 à 3 : Évolution des variables descriptives, avant et après la survenue d'un accident de la route entre le groupe contrôle et le groupe traité

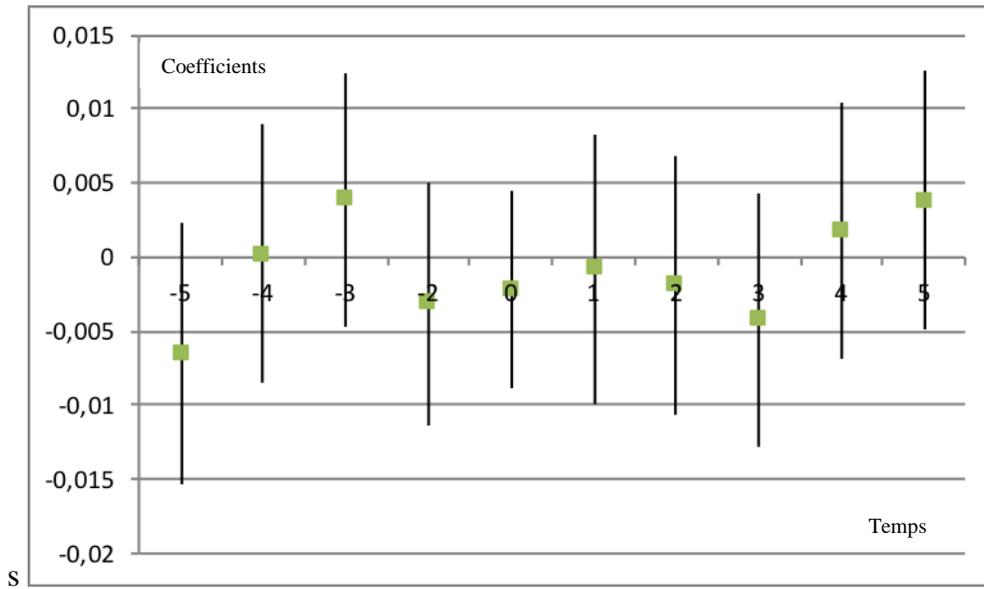
Graphique 1 : Evolution temporelle de l'inactivité



Graphique 2 : Evolution temporelle de la sédentarité



Graphique 3 : Evolution temporelle du changement de statut d'occupation



Note concernant les graphiques 1 à 3 : les points en gras indiquent les coefficients obtenus après régression pour la variable étudiée dans le groupe traité par rapport au groupe contrôle, de 5 ans avant le choc à 5 ans après. Les barres verticales indiquent les intervalles de confiance.

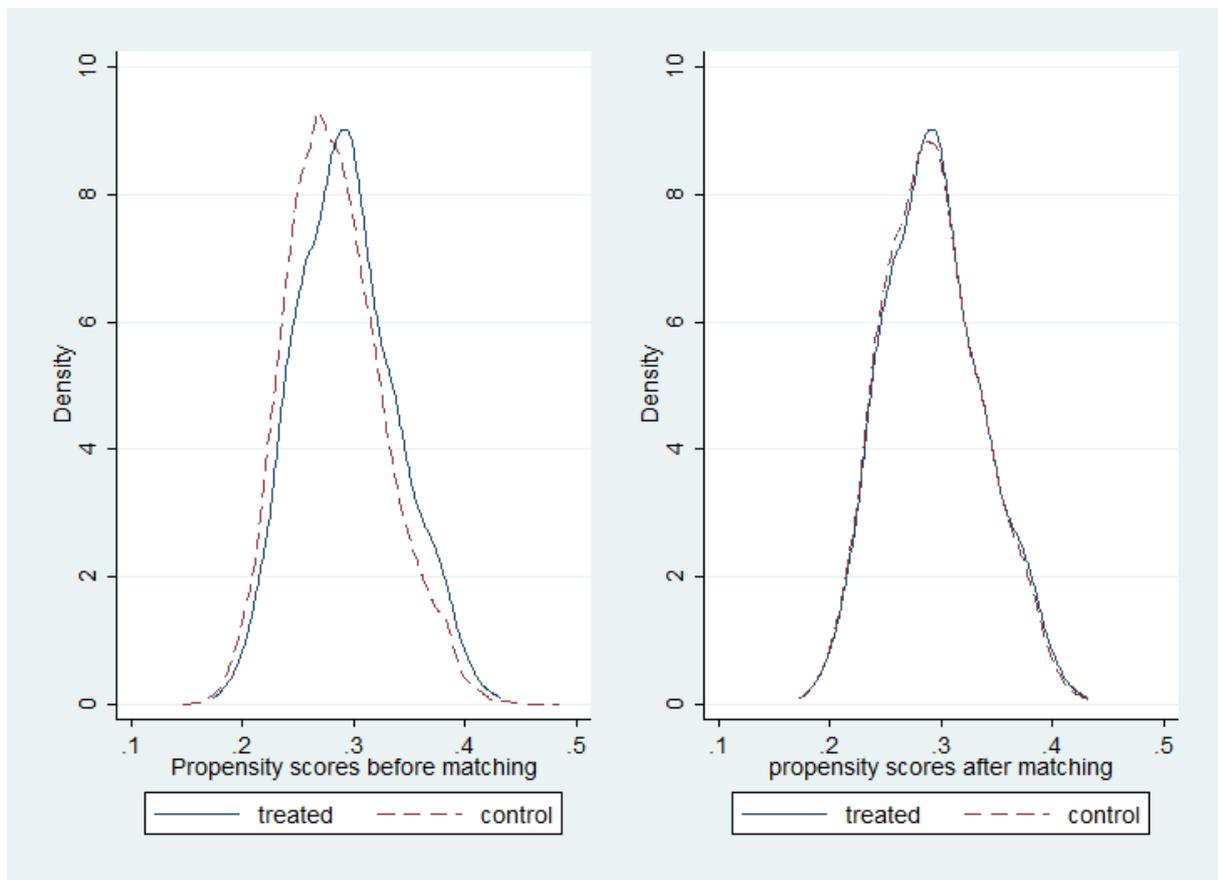
Lecture du graphique 1 : le passage en situation de non activité professionnelle est plus important dans le groupe traité l'année de survenue de l'accident.

Champ : échantillon des individus encore en activité professionnelle chez EDF-GDF

Source : cohorte Gazel, données 2002 à 2014, données INSERM

Annexe 3

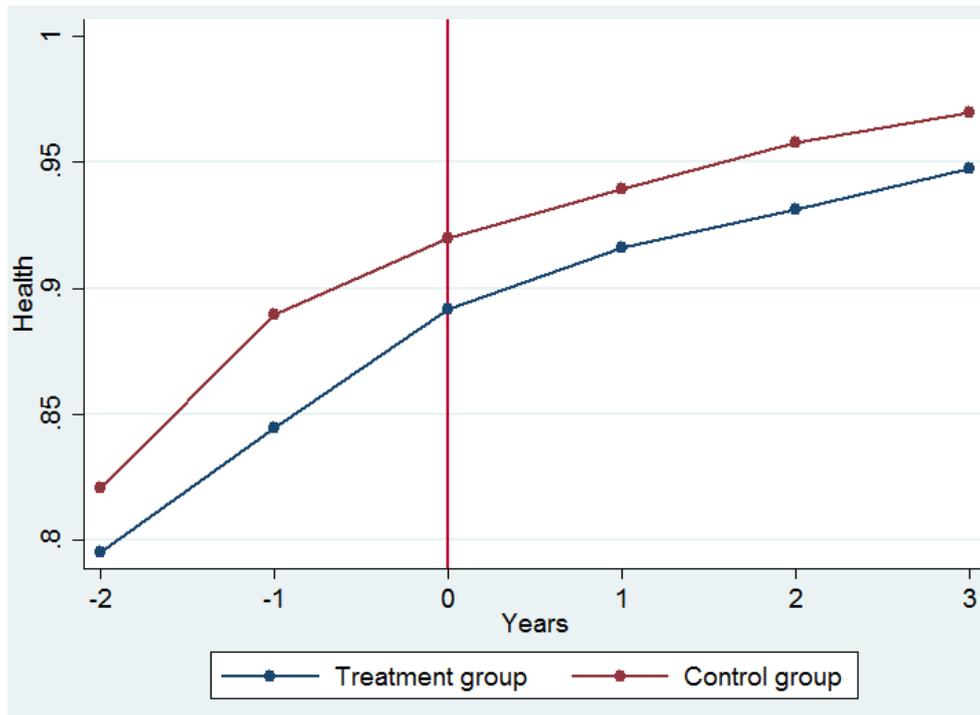
Graphique 4 : Distribution du score de propension score chez les traités et chez les contrôles avant et après appariement



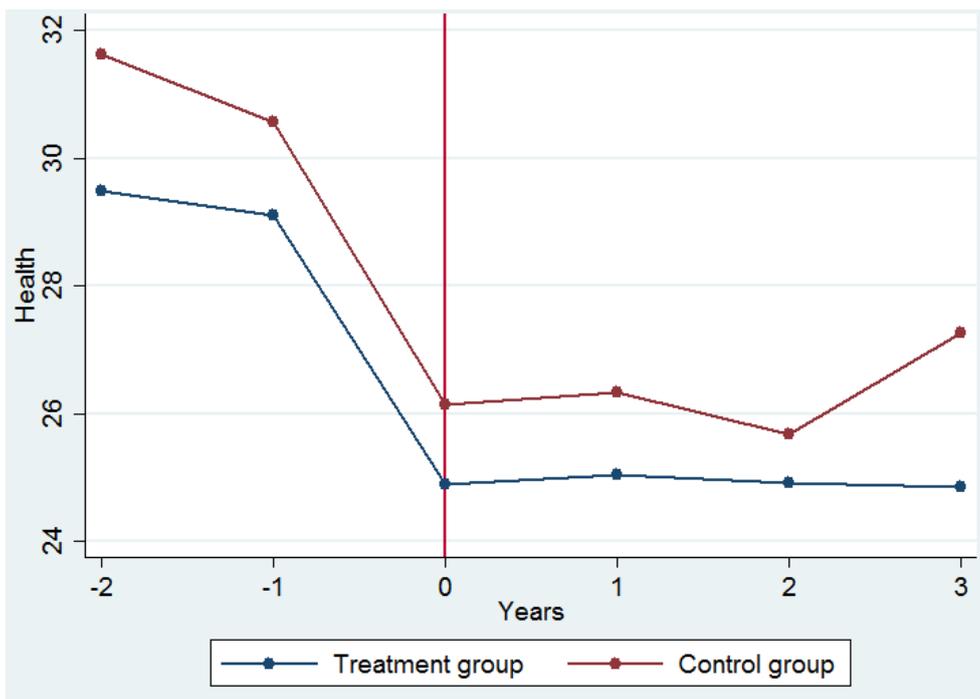
Annexe 4

Graphique 5 à 7 : courbes de tendance avant et après la survenue d'un accident de la route entre le groupe contrôle et le groupe traité

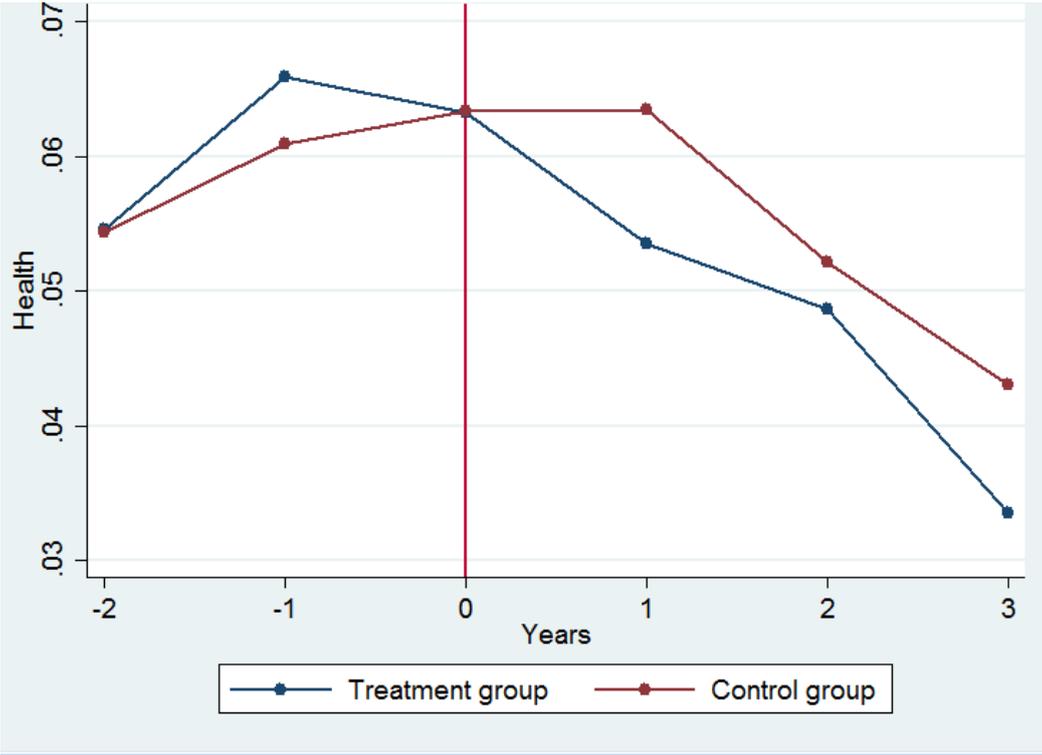
Graphique 5 : Courbe de tendance de l'inactif



Graphique 6 : Courbe de tendance de la sédentarité



Graphique 7 : Courbe de tendance du changement de statut d'occupation



Références

- Arnberg F.K., Rydelius P.A., Lundin T. [2011], A longitudinal follow-up of posttraumatic stress: from 9 months to 20 years after a major road traffic accident, *Child and Adolescent Psychiatry and Mental Health*, 5, 8–8.
- Attal-Toubert K., Lavergne H. [2006], Premiers résultats de l'enquête sur l'emploi 2005, *Insee première*, 1070.
- Barnay T., Ben Halima M.A., Duguet E., Lanfranchi J., Le Clainche C. [2015], La survenue du cancer : effets de court et moyen termes sur les situations professionnelles, *Economie et Statistique*, 475-476, 157-86.
- Barnay T., Duguet E., Le Clainche C., Narcy M., Videau Y. [2015], The Impact of Handicap on Occupations: a Comparison Between Public and Private Sectors, *Annals of Economics and Statistics*, 119-120, 39-64.
- Barth J., Kopfmann S., Nyberg E., Angenendt J., Frommberger U. [2005], Posttraumatic stress disorders and extent of psychosocial impairments five years after a traffic accident, *GMS Psycho-Social Medicine*, 2.
- Baumstark L., Dervaux B., Treich N. [2013], Eléments pour une révision de la valeur de la vie humaine, *Commissariat général à la stratégie et à la prospective*, Rapports et documents.
- Ben Halima M.A., Regaert C. [2015], Quel est l'impact de la survenue d'un accident du travail sur la santé et le parcours professionnel ?, *Document de travail*, n° 68.
- Ben-Shlomo, Y., Kuh D. [2002], A Life Course Approach to Chronic Disease Epidemiology: Conceptual Models, Empirical Challenges and Interdisciplinary Perspectives, *International Journal of Epidemiology*, 31(2), 285-93.
- Biausque, V. [2011], *Valeur statistique de la vie humaine : une méta-analyse*, OCDE.
- Biausque V., Govillot S. [2012], *Dossier-Les couples sur le marché du travail – France*, portait social, 137-48.
- Bickel P., Burgess A., Hunt A., Laird J. [2006], *HEATCO (Developing Harmonised European Approaches for Transport Costing and Project Assessment) Deliverable 5*, Institut für Energiewirtschaft und Rationelle Energieanwendung.
- Brillet E. [2004], Le service public “ à la française ” : un mythe national au prisme de l'Europe, *L'Économie politique*, 24, 20-42.
- Carter K.N., Gunasekara F.I., Blakely T., Richardson K. [2013], Health shocks adversely impact participation in the labour force in a working age population: a longitudinal analysis, *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, 37(3), 257–263.
- Cavaco S., Lesueur J.Y. [2004], Contraintes spatiales et durée de chômage, *Revue française d'économie*, 18(3), 229-57.
- Chevalier A., Leclerc A., Blanc C., Goldberg M. [1987]. Disparités professionnelles de la mortalité des travailleurs d'Electricité et Gaz de France, *Population*, 42 (6), 863-79.
- Chiron M., Bernard M., Lafont S., Lagarde E. [2008], Tiring Job and Work Related Injury Road Crashes in the GAZEL Cohort, *Accident; Analysis and Prevention*, 40(3), 1096-1104.
- Christensen B.J., Kallestrup-Lamb M. [2012]. The Impact of Health Changes on Labor Supply: Evidence from Merged Data on Individual Objective Medical Diagnosis Codes and Early Retirement Behavior, *Health Economics*, 21 S1, 56-100.
- Commissariat général au développement durable. [2010], *La mobilité des Français, panorama issu de l'enquête nationale transports et déplacements 2008*, 1-228.

- Constant A., Encrenaz G., Zins M., Lafont S., Chiron M., Lagarde E., Messiah A. [2011], Why Drivers Start Drinking and Driving--a Prospective Study over a 6-Year Period in the GAZEL Cohort. *Alcohol and Alcoholis*, (Oxford, Oxfordshire), 46(6), 729-33.
- Gupta D., Kristin J. Kleinjans N., Larsen M. [2015], The effect of a severe health shock on work behavior: Evidence from different health care regimes, *Social Science & Medicine*, 136–137, 44-51.
- Eisen E.A., Picciotto S., Robins J.M. [2013]. Healthy Worker Effect Based in Part on the Article “Healthy Worker Effect” In *Encyclopedia of Environmetrics*.
- Fort E., Pélissier C., Fanjas A., Charnay P., Charbotel B., Bergeret A., Fontana L., Hours.M. [2018], Road Casualties in Work-Related and Private Contexts: Occupational Medical Impact. Results from the ESPARR Cohort, *Work*, 60(1), 117-28.
- Fort E., Bouffard E., Charnay P., Bernard M., Boisson D., Laumon B., Hours M. [2011], Return to Work Following Road Accidents: Factors Associated with Late Work Resumption, *Journal of Rehabilitation Medicine*, 43(4), 283-91.
- Garcia-Gomez P., Van Kippersluis H., O’Donnell O., Van Doorslaer E. [2013], Long-Term and Spillover Effects of Health Shocks on Employment and Income, *Journal of Human Resources*, 48(4), 873-909.
- Geoffard P. Y. [2000], Dépenses de santé: l’hypothèse d’aléa moral, *Economie et prévision*, 142(1), 123-135.
- Goldberg M., Chastang J.-F., Leclerc A., Zins M., Bonenfant S., Bugel I., Kaniewski N., Schmaus A., Niedhammer I., Piciotti M., Chevalier A., Godard C., Imbernon E. [2001], Socioeconomic, demographic, occupational and health factors associated with participation in a long-term epidemiologic survey. A prospective study of the French Gazel cohort and its target population, *Am J Epidemiol*, 154, 373-84.
- Goldberg M., Chastang J.-F., Zins M., Niedhammer I., Leclerc A. [2006], Attrition during follow-up : health problems are the strongest predictors. A study of the Gazel cohort, *J Clin Epid*, 59, 1213-1221.
- Goldberg M., Leclerc A., Bonenfant S., Chastang J.F., Schmaus A., Kaniewski N., Zins M. [2007], Cohort profile: the *Gazel* Cohort Study, *International Journal of Epidemiology*, 36(1), 32-39.
- Grossetête M. [2010], L’enracinement social de la mortalité routière, *Actes de la recherche en sciences sociales*, 184, 38-57.
- Halla M., Zweimüller M. [2013], The effect of health on earnings: Quasi-experimental evidence from commuting accidents, *Labour Economics*, 24(C), 23-38.
- Heckman, J. J., Ichimura, H., & Todd, P. E. (1997). Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme. *The review of economic studies*, 64(4), 605-654.
- Insee Références, *Tableaux de l’économie Française*. Edition 2017.
- Jusot F., Khlat M., RochereauT., Sermet C. [2007], Un mauvais état de santé accroît fortement le risque de devenir inactif ou chômeur, *Questions d’économie de la santé*, 125.
- Karlberg L., Undén A.L., Elofsson S., Krakau I. [1998]. Is there a connection between car accidents, near accidents, and type a drivers?, *Behavioral Medicine*, 24(3), 99–106.
- Koning P., Lindeboom M. [2015] The Rise and Fall of Disability Insurance Enrollment in the Netherlands, *The Journal of Economic Perspectives*, 29(2), 151-72.
- Lagarde E., Chastang J.F, Gueguen A., Coeuret-Pellicer M., Chiron M., Lafont S. [2004], Emotional Stress and Traffic Accidents: The Impact of Separation and Divorce, *Epidemiology*, Cambridge, Mass, 15(6), 762-66.

- Le Clainche C., Duguet E. [2014], The impact of health events on individual labor market histories: the message from difference in differences with exact matching, *Document de travail*, hal, 156..
- Leonard T., Hughes A.E., Pruitt S.L. [2017], Understanding How Low–Socioeconomic Status Households Cope with Health Shocks, *The annals of the American Academy of Political and Social Science*, 669(1), 125–145.
- Lindeboom M., Nozal A.L., Van Der Klaauw B. [2016], Health Shocks, Disability and Work, *Labour Economics*, 43, 186–200.
- Lundborg P., Nilsson M., Vikstrom J. [2015], Heterogeneity in the Impact of Health Shocks on Labour Outcomes: Evidence from Swedish Workers, *Oxford Economic Papers*, 67(3), 715-39.
- Madrian, B.C. [1994], Employment-Based Health Insurance and Job Mobility: Is There Evidence of Job-Lock?, *The Quarterly Journal of Economics*, 109(1), 27-54.
- Metzger, M. H., Goldberg, M., Chastang, J. F., Leclerc, A., & Zins, M. (2002). Factors associated with self-reporting of chronic health problems in the French GAZEL cohort. *Journal of clinical epidemiology*, 55(1), 48-59.
- Nabi H., Consoli S.M., Chastang J.F., Chiron M., Lafont S., Lagarde E. [2005], Type A Behavior Pattern, Risky Driving Behaviors, and Serious Road Traffic Accidents: A Prospective Study of the *Gazel* Cohort, *American Journal of Epidemiology*, 161(9), 864-70.
- Observatoire national interministériel de la sécurité routière. [2011], La sécurité routière en France-bilan de l'année 2010, *La documentation française*.
- Perry A.R. [1986], Type A behavior pattern and motor vehicle drivers' behavior, *Perceptual and Motor Skills*, 63(2), 875–878.
- Reville R.T., Schoeni R.F. [2001], *Disability from injuries at work: the effects on earnings and employment*, RAND, 1-44.
- Robone S., Jones A.M., Rice, N. [2011], Conditions, Working Conditions and their Impact on Health and Well-being, *European Journal of Health Economics*, 12,429-444.
- Smith J.A., Todd P.E. [2005], Does matching overcome La Londe's critique of non experimental estimators ?, *Journal of Econometrics*, 125, 305-53.
- Stuart E.A. [2010], Matching methods for causal inference : a review and a look forward, *Statistical science*, 25(1), 1-21.
- Stuart E.A., Huskamp H.A., Duckworth K., Simmons J., Song Z., Chernew M., Barry C.L. [2014], Using Propensity Scores in Difference-in-Differences Models to Estimate the Effects of a Policy Change, *Health Services & Outcomes Research Methodology*, 14(4), 166.
- Trevisan E., Zantomio F. [2016], The Impact of Acute Health Shocks on the Labour Supply of Older Workers: Evidence from Sixteen European Countries, *Labour Economics*, 43, 171–185.
- West R., Elander J., French D. [1993], Mild social deviance, Type-A behaviour pattern and decision-making style as predictors of self-reported driving style and traffic accident risk, *British Journal of Psychology*, 84(2), 207–219.
- Woode M.E. [2017], Parental Health Shocks and Schooling: The Impact of Mutual Health Insurance in Rwanda, *Social Science & Medicine*, 173, 35-47.
- Zins, M., Leclerc, A., & Goldberg, M. (2009). The French GAZEL Cohort Study: 20 years of epidemiologic research. *Advances in Life Course Research*, 14(4), 135-146.
- Zimmer D.M. [2015], Employment Effects of Health Shocks: The Role of Fringe Benefits, *Bulletin of Economic Research*, 67(4), 346-58.