

Les effets de l'insécurité de l'emploi perçue sur la santé physique et mentale et le recours aux soins et services de santé en France

Eva Hoyau (ENS Paris Saclay, Crest), Christine Le Clainche (Université de Lille, Lem Umr 9221)^{‡1}, Pascale Lengagne (Irdes)

(Version Préliminaire-Ne pas citer sans autorisation)

Proposition de Communication aux Journées Louis-André Gérard-Varet

2018

Résumé : l'objectif de cet article est d'étudier l'impact de l'insécurité de l'emploi perçue sur la santé. Nous utilisons les données administratives de consommation de soins issues de l'assurance maladie (CNAMTS) à partir desquelles est sélectionné aléatoirement un sous-échantillon de ménages, enquêtés ensuite dans le cadre de l'enquête santé protection sociale (ESPS) en 2012. Nous construisons un indicateur d'insécurité de l'emploi perçue et étudions son impact sur différents indicateurs de santé physique et mentale, de même que sur le recours à différents services de santé et sur la consommation de soins. Les plans de licenciements massifs sont une condition exogène à la santé mais sont corrélés à l'insécurité de l'emploi. Ils constituent un instrument pour l'estimation de l'impact de l'insécurité de l'emploi sur la santé. Nous trouvons que l'insécurité de l'emploi impacte la santé. Nos résultats montrent en particulier un effet négatif de l'insécurité de l'emploi perçue sur différents indicateurs de santé mentale de même qu'un effet négatif sur le renoncement aux soins signalant un fort effet potentiel de l'insécurité de l'emploi sur la santé mentale, les individus souffrant de troubles de santé mentale ayant plutôt tendance à retarder les soins de santé courants.

Mots clés : insécurité de l'emploi, santé physique, santé mentale, recours aux soins, variable instrumentale, régression quantile

Codes JEL : J28, I14, C26, C21

[‡] Auteur correspondant : Christine le Clainche, FSJPS, Université de Lille, 1, Place Déliot 59000 Lille. Email : christine.leclainche@univ-lille2.fr. Tel : 0320905410

Introduction

L'histoire de l'installation d'un chômage dit "de masse" en France implique la prise en compte de périodes longues, franchissant les aléas des crises économiques et financières de 1973-1979, 2001-2002 et 2007-2008. Ainsi, les quatre dernières décennies voient une augmentation inexorable du taux de chômage : 5,1% en moyenne en 1980, 7,6% en 1990, 8,2% en 2000, 8,9% en 2010 pour atteindre 9,6% au premier trimestre de 2017². Sur ce même intervalle de temps, le nombre de chômeurs est passé de 1 219 000 à 2 674 000³. La mobilité professionnelle et l'espérance d'une progression sociale tombent ainsi sous la menace de l'insécurité de l'emploi.

Trois éléments majeurs alimentent cette fragilisation des trajectoires professionnelles au niveau macroéconomique. D'abord, le développement de l'emploi précaire, par la multiplication des contrats de travail à durée déterminée et l'essor de l'emploi intérimaire. En flux, ces deux formes d'emploi ne représentaient qu'un peu plus d'une embauche sur trois en 1982 contre neuf sur dix en 2011. La seule part de l'emploi intérimaire a triplé dans l'emploi salarié entre 1993 et 2001. Les CDD apparaissent ainsi être 'de moins en moins souvent des tremplins vers l'emploi stable et de plus en plus des situations récurrentes pour les salariés concernés, notamment dans les professions à CDD d'usage" (Picart, 2014). Ensuite, la désindustrialisation, les externalisations et la concurrence étrangère fragilisent également les trajectoires : entre 1980 et 2007, 36% des effectifs de l'industrie ont "disparu"⁴ (Demmou, 2010).

Enfin, les fortes progressions du chômage des seniors (3,8% en 1980 à 6,9% pour les 50-64 ans et 0,4% à 2,7% pour les 65 ans et plus entre 1980 et 2014) concomitant de celui des jeunes (11,6% à 23,4% sur la même période pour les 15-24 ans)⁵ insécurisent les deux extrêmes de la trajectoire professionnelle des salariés, phénomènes que les politiques publiques peinent à corriger. De plus, la multiplication des restructurations d'entreprises, surtout après la crise de 2008, accroît la crainte du licenciement tandis que la concurrence mondiale des coûts du travail fait peser la hantise des délocalisations.

Cette incertitude sur le maintien de l'emploi ou ses conditions est également susceptible d'engendrer des conséquences sur la santé physique et mentale des salariés. L'analyse réalisée en décembre 2015 par la Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques (Dares) à partir des enquêtes Conditions de Travail de 2005 et 2013 menées par l'Institut national de la statistique et des études économiques (INSEE) dresse une image de l'insécurité de l'emploi en France. Ce sentiment aurait fortement augmenté entre les deux enquêtes, "en particulier pour les salariés en contrat à durée indéterminée (CDI), les agents de la fonction publique (en particulier non titulaires) et les non- salariés". L'insécurité ressentie par les salariés est souvent associée à un état de santé dégradé, comme le met en évidence l'analyse menée à partir de l'enquête de 2013. En effet, 46% des actifs occupés déclarant un état de santé "mauvais" ou "très mauvais" affirment également craindre de perdre leur emploi l'année suivante alors qu'ils sont seulement 20% chez ceux déclarant un très bon état de santé. L'association entre le sentiment d'insécurité de l'emploi et l'état de santé déclaré est donc très fort. Cependant cette analyse n'étudie pas le sens éventuel

² Taux de chômage annuel moyen (BIT) provisoire (France métropolitaine, population des ménages, personnes de 15 ans ou plus, Insee 2017).

³ Idem.

⁴ Une partie de ce recul a été compensée par l'essor des services marchands.

⁵ Insee, enquêtes Emploi.

d'une causalité entre les deux : est-ce l'insécurité de l'emploi perçue qui porte atteinte à l'état de santé, selon différents mécanismes associés à l'accès aux soins la santé physique ou mentale, ou plutôt un état de santé initial précaire génère-t-il une crainte de perdre son emploi ? La littérature en économie de la santé a mis en évidence la difficulté d'estimer l'effet causal de l'insécurité de l'emploi sur la santé (Caroli, Godard, 2014).

La notion d'insécurité de l'emploi est définie selon de multiples formes. Les économistes, eux, ont régulièrement recours à la notion d'insécurité de l'emploi perçue liée à la fois à la probabilité perçue de perte d'emploi et aux coûts monétaires et subjectifs non monétaires associés à la perte d'emploi (Green et al., 2000). C'est le sens de l'insécurité de l'emploi que nous retenons ici.

Les données utilisées dans cette étude sont issues de l'appariement de l'Enquête Santé et Protection Sociale (ESPS) de l'Institut de recherche et documentation en économie de la santé (IRDES) de 2012 avec un échantillon des bénéficiaires de la Caisse Nationale d'Assurance Maladie des Travailleurs Salariés (CNAM-TS) de 2010 à 2013.

L'apport de cette étude réside ainsi dans l'analyse des effets de l'insécurité de l'emploi sur une vaste gamme d'indicateurs de santé subjectifs et objectifs incluant notamment la consommation ou le renoncement aux soins. Les rares études économiques ciblant l'impact, au sens causal du terme, de l'insécurité de l'emploi sur la santé adoptent souvent l'état de santé général auto-évalué ; l'étude de Caroli, Godard (2014) est une exception en cela qu'elle évalue l'effet de l'insécurité de l'emploi non seulement sur l'état de santé auto évalué mais également sur la déclaration de symptômes douloureux, de maladies cardio-vasculaires et de dépression.⁶ Nous allons également au-delà de l'état de santé auto-évalué en utilisant des indicateurs déclaratifs de santé physique et mentale mais aussi des mesures de santé objectivées par les consommations de soins qui nous permettent de mesurer le recours aux soins, l'enquête que nous utilisons étant appariée aux données de consommations issues de la CNAMTS, et les déclarations de renoncement aux soins. Plus précisément, les conséquences sur la santé mentale sont estimées à partir d'un indicateur de santé mentale construit à partir de l'indicateur MIH (Berwick et al. (1991)). Différents symptômes et pathologies déclarés au moment de l'enquête sont ensuite mobilisés dans l'analyse. Le recours aux soins mesurés à partir des données de consommation de soins issues de la CNAMTS constituent un indicateur de santé objectif. Les questions d'endogénéité de la variable d'insécurité de l'emploi sont traitées par recours à la méthode à variable instrumentale. L'instrument choisi est la déclaration d'un plan de licenciement dans l'entreprise au cours des douze derniers mois précédant l'enquête.

Nos résultats montrent en particulier un effet négatif de l'insécurité de l'emploi perçue sur différents indicateurs de santé mentale de même qu'un effet négatif sur le renoncement aux soins signalant un fort effet potentiel de l'insécurité de l'emploi sur la santé mentale, les individus souffrant de troubles de santé mentale ayant plutôt tendance à retarder les soins de santé courants.

Cinq sections principales composent cet article. La revue de littérature proposée dans la section I introduit la notion d'insécurité de l'emploi et ses effets sur la santé précédemment mis en évidence. La section II décrit la construction de l'échantillon et les principales variables utilisées dans la modélisation. La stratégie d'identification par variables instrumentales permettant de contrôler

⁶ Caroli and Godard (2014) utilisent comme instrument un index des degrés de protection de l'emploi propres à chaque pays croisé avec les taux sectoriels de licenciement aux Etats-Unis.

l'endogénéité de l'insécurité de l'emploi est ensuite détaillée (section III). La section IV décrit les résultats. Enfin, la section V introduit la discussion des résultats obtenus et leurs limites.

I - Revue de littérature

Durant la période post-fordiste, le chômage et l'emploi précaire ont structurellement progressé renforçant l'insécurité de l'emploi. Le terme d'insécurité de l'emploi recouvre différentes caractéristiques importantes à prendre en compte telles qu'un niveau de stress important expérimenté par les salariés, des conditions de travail difficiles et une probabilité élevée de perdre son emploi, voire la perte effective de l'emploi. Au cours des dernières décennies, différents pays ont adopté des modèles de flexicurité visant à accroître la flexibilité de l'emploi pour les entreprises en fonction des niveaux d'activité, tout en assurant une forme de sécurisation des parcours professionnels. Les pays du Nord, comme le Danemark, ont pu constituer des modèles pour les pays européens plus continentaux. Toutefois, les particularités des économies du Nord de l'Europe rendent la transposition des expériences complexes. Les lois Hartz en Allemagne dans les années 2000 ont inauguré une forme de flexicurité tandis que récemment, le gouvernement Rajoy en Espagne a allégé les conditions des licenciements massifs avec la réforme de 2012. En France, les ruptures conventionnelles ont permis de négocier une fin de contrat pour le salarié en dehors des conditions juridiques conduisant jusque-là à la rupture du contrat de travail⁷ (voir encadré ci-dessous ; voir Glossaire en annexe) ; ce qui a pu constituer une forme de substitut aux licenciements massifs pour raison économique (Signoretto, Valentin (2012), Prost (2016)).

La loi n°2016-1088 du 8 août 2016 relative au travail, à la modernisation du dialogue social et à la sécurisation des parcours professionnels, dite « El Khomri » et les ordonnances n°2017-1385-1389 du 22 septembre 2017 ont pour objectif d'accroître la flexibilité du marché du travail. L'inversion des normes juridiques dans certains contextes donne ainsi à l'entreprise davantage de marges de manœuvre quant à la gestion de l'emploi ; le plafonnement des indemnités prud'homales en cas de licenciement jugé par le salarié « sans causes réelles et sérieuses » minore les effets financiers pour l'entreprise tandis que les salariés peuvent bénéficier de conditions de formation professionnelle et d'indemnités de licenciement plus avantageuses qu'auparavant. Toutefois, des mesures de type « pollueur-payeur » telle que les taxes sur les licenciements faisant peser sur les entreprises le coût social du licenciement ne sont pas adoptées, lesquelles étant usuellement considérées comme un pendant de cette flexibilité (Blanchard, Tirole, 2003).

Rupture des contrats de travail : la gamme des procédures.

Le Code du travail prévoit ainsi de multiples modes de rupture de contrat de travail à durée indéterminée (CDI), les uns à l'initiative du salarié, les autres à celle de l'employeur, les dernières étant liées à une négociation entre les deux parties ou à des circonstances extérieures à la volonté des parties (Memento social Lefevre, 2017). Après la période d'essai, en effet, les parties peuvent

⁷ Selon les chiffres de l'UNEDIC, en 2014, 34% des allocataires étaient indemnisés à l'issue d'un CDD, 12% d'une mission d'intérim, 11% pour licenciement économique, 14% après une rupture conventionnelle et 26% pour d'autres motifs de licenciement (Fichier national des allocataires Unédic / Pôle emploi, France entière). Au premier semestre 2017, les ruptures conventionnelles représentaient 16% des ruptures de CDI, les licenciements économiques tombant à 6%. Depuis 2008, 2,9 millions de ruptures conventionnelles ont été, selon l'UNEDIC, homologuées par l'administration.

rompre unilatéralement le contrat de travail à durée indéterminée. L'employeur peut prononcer un *licenciement* ou une *mise à la retraite*. Le salarié peut *démissionner*, *partir à la retraite* ; en cas de manquement de l'employeur à ses obligations, il peut également *prendre acte de la rupture de son contrat*, se prévaloir d'une *rupture de fait* (Cass soc. 12-3-2014 n° 13-11.405 : RJS 5/14 n°377) ou encore demander la *résiliation judiciaire*. Par ailleurs, le contrat peut également faire l'objet d'une *rupture conventionnelle* ou être *rompu par la force majeure*.

Une première cause est la *démission*, à l'initiative de l'employé, quel qu'en soit le motif. Elle n'ouvre droit à aucune protection de la part de l'Etat ou des organismes paritaires que ce soit en terme d'indemnisation ou de formation, mais elle est souvent liée à un désir de repositionnement professionnel ou de projet entrepreneurial voire de cessation pure et simple d'activité. Pour être valable, elle doit répondre à des conditions de fond et de forme. Une des conditions majeures de forme est le libre consentement du salarié. La démission n'est pas librement consentie lorsqu'elle est donnée dans un état psychologique anormal (Cass soc 1-2 2000 n°98-40.244), sous le coup de la colère ou de l'émotion (Cass soc 7-4-1999 n°97-40.689) ou lorsque le salarié n'a pas les capacités intellectuelles ou linguistiques pour mesurer les conséquences de son acte (Cass. soc. 1-10 2003 n° 01-44.736). Les démissions données sous la contrainte ou la pression de l'employeur (menace de plainte pénale ou de licenciement) sont également illégitimes (Cass. soc. 25-6-2003 n°01-43.760). Parmi les autres motifs figurent *le départ ou la mise à la retraite* et dépend de la volonté de l'employé ou de l'employeur. Au-delà de 70 ans, la loi autorise l'employeur à mettre l'employé à la retraite.

D'autres motifs incluent les licenciements individuel ou collectif, pour faute ou pour raisons économiques. Le *licenciement pour motif personnel*, est un licenciement aux causes multiples mais le plus souvent lié à des problèmes disciplinaires, de relation avec la hiérarchie ou à la supposée incompétence professionnelle du salarié qui aura alors droit ou non à une indemnité de licenciement (exclue *a priori* en cas de faute grave). Le bien-fondé de la rupture du contrat associée pourra être contesté au motif de son caractère possiblement discriminatoire ou abusif entraînant des conséquences psycho-sociales éprouvantes pour le licencié et son entourage.

Les procédures de licenciement économique sont inspirées de l'Accord National Interprofessionnel (ANI) du 10-2-1969 sur la sécurité de l'emploi modifié par les avenants des 21-11-1974, 20-10-1986, 22-12-1993 et 9-12-1994.

La loi stipule que le licenciement économique d'un salarié ne peut intervenir que si tous les efforts de formation et d'adaptation ont été réalisés et si son reclassement ne peut être opéré sur les emplois disponibles situés sur le territoire national dans l'entreprise ou d'autres entreprises du groupe auquel elle appartient. Ainsi, sauf cessation d'activité de l'entreprise qui n'appartient à aucun groupe (Cass soc. 15-12 2010 n° 09-42.795 : RJS 3/11 n°219), l'employeur doit rechercher à reclasser individuellement les salariés, quel que soit le nombre de salariés concernés (Cass soc. 9-1-2002 n°00-40.437 : RJS 3/02 n°277) et même si l'entreprise fait l'objet d'une procédure collective.

Le *licenciement économique individuel* ne peut concerner, par définition, qu'un seul salarié et doit être motivé par une réorganisation de l'entreprise ou des problèmes d'inadaptation au poste de travail. Il ouvre dès lors droit à indemnités de licenciement et indemnisation chômage. Le *licenciement économique collectif* est, lui, lié à la situation économique difficile de l'entreprise. Les réformes successives en ont varié les formules et modalités d'application. Dans les entreprises

d'au moins 50 salariés, un Plan de sauvegarde de l'emploi doit être élaboré. Ainsi le Plan de sauvegarde de l'emploi (PSE) vise à aider au reclassement (dans ou hors l'entreprise) des salariés à la réinsertion difficile (âge ou qualification professionnelle insuffisante ou obsolète). Dans les entreprises de plus de 1000 salariés sera proposé un congé de reclassement. Dans celles de moins de 1000 salariés, l'employeur doit permettre aux licenciés de souscrire à un CSP (Contrat de sécurisation professionnelle). Ce dernier a pour objet, avec l'aide de Pôle Emploi ou d'un organisme privé, d'organiser et de suivre le parcours de retour à l'emploi, au moyen de bilans de compétence, de plans de formation, d'une reconversion ou d'une création ou reprise d'entreprise. Il ouvre droit à l'obtention d'une prime ou d'une indemnité de reclassement (limitées dans le temps).

Un autre motif de rupture du contrat de travail est la *rupture conventionnelle homologuée*. L'employeur et le salarié peuvent décider en commun de la rupture du contrat de travail en signant une convention soumise à une homologation administrative. Sauf dispositions légales contraires (Cass. Soc. 15-10-2014 n° 11-22.251 : RJS 12/14 n° 854), cette procédure est le seul mode de rupture amiable du contrat de travail. Par ailleurs, la loi exclut la mise en œuvre de la rupture conventionnelle dans le cadre d'un accord de gestion prévisionnelle de l'emploi et des compétences (GPEC) et d'un plan de sauvegarde de l'emploi (PSE). Cette procédure permet à l'employeur et au salarié de convenir en commun des conditions de la rupture du contrat de travail qui les lie. Elle ne peut être imposée par l'une ou l'autre des parties. En outre elle autorise le versement d'indemnités négociées de gré à gré et autorise l'indemnisation chômage après le délai de carence légal. Plusieurs reproches lui sont néanmoins avancés : l'absence d'accompagnement, l'impossibilité d'accès à un contrat de sécurisation de l'emploi, la perte du droit à un reclassement ou de réembauche. Le « partant » est laissé à lui-même une fois la rupture signée, sans aucun recours possible.

Avec la *prise d'acte*, la rupture survient à l'initiative du salarié, sans accord de l'employeur. Elle est consécutive à un changement de la situation professionnelle du premier, conséquence de conditions de travail dégradées ou de changements de management. Le salarié impute cette situation à l'entreprise et en demandera éventuellement réparation devant des prud'hommes. Enfin avec la *résiliation judiciaire*, l'employé reproche à l'employeur un manquement à ses obligations légales. C'est alors à la justice prud'homale, de trancher et de décider la résiliation ou non du contrat aux torts de l'employeur. Cette procédure est longue et conflictuelle pour le salarié qui doit demeurer dans l'entreprise le temps de son déroulement. Elle permet, en revanche, si la résiliation est actée, une indemnisation pour licenciement sans cause réelle et sérieuse.

Le *plan de départ volontaire* est, quant à lui, proposé par l'employeur pour des raisons économiques, négocié avec les représentants du personnel et généralement assorti de conditions avantageuses pour les partants en terme d'indemnités, de formation et d'appui de projets personnels. Il est d'application plus « légère » (pas d'entretien préalable, pas de préavis, pas de proposition de reclassement) que la procédure des licenciements économiques mais est assujéti au consentement des salariés et de leurs représentants.

La force majeure est liée à une cause externe à la volonté des parties, et s'entend de la survenance d'un événement imprévisible lors de la au moment de la conclusion du contrat et irrésistible dans son exécution (Cass. soc. 16-5-2012 n°10-17.726 : RJS 7/12 n°627). Tel est le cas d'une destruction totale de l'entreprise par un cyclone ou un incendie (Cass. soc. 30-4-1997 n° 94-42.194 : RJS 8-9/97 n° 970 ; Cass. crim. 4-1-1984 n°83-90.022). Cette définition est reprise par l'article 1218 modifié du Code civil, selon lequel il y a « force majeure en matière contractuelle lorsqu'un

événement échappant au contrôle du débiteur, qui ne pouvait être raisonnablement prévu lors de la conclusion du contrat et dont les effets ne peuvent être évités par des mesures appropriées, empêche l'exécution de son obligation par le débiteur. La force majeure rompt immédiatement le contrat de travail. L'employeur n'est donc pas tenu de mettre en œuvre la procédure de licenciement.

La notion d'insécurité de l'emploi est polysémique. Dans le contexte de la littérature en psychologie, elle se définit comme l'écart entre le niveau de sécurité qu'une personne expérimente dans son travail et le niveau qu'elle préférerait compte tenu de sa préférence en termes de statut de l'emploi. L'expérience d'insécurité de l'emploi éprouvée par l'employé peut être décrite comme la combinaison d'une menace perçue concernant son emploi et d'une impuissance pour y faire face. Dans nombre d'études empiriques, elle est définie comme une inquiétude des salariés quant au maintien de leur emploi dans le futur. La définition de Van Vuuren (1990) synthétisée par de Witte (1999) se place dans cette perspective et considère trois composantes comme étant associées à l'insécurité de l'emploi. Tout d'abord, le sentiment d'insécurité de l'emploi revêt un caractère *subjectif*. La probabilité de perdre son emploi (*objective*) et la crainte (*subjective*), devraient généralement être corrélées, selon Green et al. (2000), de Witte et al. (2015). Cette crainte subjective fait que deux employés dans la même situation peuvent évaluer très différemment cette probabilité objective, les conséquences qui résultent de la perte d'un emploi et les moyens dont ils disposent pour faire face. Ensuite, l'incertitude face au futur fait que le salarié ne dispose pas de tous les éléments lui permettant d'anticiper son devenir professionnel-licencié ou non-(de Witte, 1999. Enfin, la nature *involontaire* de la perte d'emploi éventuelle caractérise l'insécurité de l'emploi : le salarié aimerait conserver son emploi mais il a la perception que ce dernier est menacé.

Une distinction entre deux formes d'insécurité de l'emploi peut être introduite (d'après de Witte et al. 2015 ; Keim et al. (2014)) dans leur dimension subjective. Certains auteurs conçoivent une forme "cognitive" de l'insécurité de l'emploi qui intègre la dimension de probabilité de perdre son emploi ("Je pense que je vais bientôt perdre mon emploi"). D'autres distinguent l'expérience "émotionnelle" provoquée par le sentiment d'insécurité de l'emploi ("J'ai peur d'être bientôt au chômage"). La corrélation entre ces deux formes serait néanmoins très forte. de Witte et al. (2015) introduisent une seconde distinction associée au concept d'insécurité de l'emploi. Ils définissent une forme "quantitative" qui concerne l'incertitude sur le maintien de l'emploi. La forme "qualitative" de l'insécurité de l'emploi englobe, selon eux, plutôt l'incertitude autour du maintien de l'emploi *sous sa forme actuelle*, notamment concernant les conditions de travail, la rémunération, les opportunités d'évolution, etc.

Dans d'autres analyses, le concept d'insécurité de l'emploi englobe également les moyens pris par les salariés pour contrecarrer les risques de perte d'emploi. La définition de Greenhalgh, Rosenblatt (1984) intègre cette nuance puisqu'ils définissent l'insécurité de l'emploi comme "l'impuissance pour un salarié de maintenir la continuité désirée dans un contexte d'emploi menacé"⁸ Dans cette étude, le concept d'insécurité de l'emploi est défini comme *l'incertitude vécue par le salarié concernant le maintien de son emploi*. La troisième composante de la définition de Van Wuuren (1990), ne sera pas conservée puisque l'enquête ESPS 2012 sur laquelle cette étude est appuyée ne l'intègre pas.

Plusieurs études et articles académiques cherchent à décrire et quantifier les impacts de cette insécurité de l'emploi sur la santé des salariés qui la subissent. Ce travail s'inscrit dans cette lignée.

⁸ « Powerlessness to maintain desired continuity in a threatened job situation » (Greenhalgh, Rosenblatt (1984))

Il cherche plus particulièrement à identifier les effets causaux de l'insécurité de l'emploi sur la santé physique et mentale, en limitant les biais d'endogénéité inhérents à la question. Il s'agit en effet de quantifier précisément l'impact direct de l'insécurité de l'emploi sur la santé (et non une simple corrélation) en évitant donc le biais lié à une causalité inversée, comme celui qui pourrait être engendré par des caractéristiques.

Dans la littérature empirique, la notion d'insécurité de l'emploi est ainsi construite à travers les réponses à des enquêtes auprès de travailleurs qui s'expriment notamment quant à leur crainte de perdre leur emploi. Etant donné cette définition, l'impact de la sécurité de l'emploi sur la santé peut ainsi être affectée de biais d'endogénéité. Deux types de biais peuvent se produire : tout d'abord des facteurs inobservables peuvent simultanément expliquer la perception de l'insécurité de l'emploi ; ensuite une causalité inverse peut être suspectée. En effet, plus la situation de l'employé est favorable plus la peur de perdre son emploi peut être perçue avec acuité et mener à des estimations sous-estimées. L'usage des plans de licenciements massifs comme facteur d'insécurité de l'emploi (Sullivan, Von Waechter (2009), Schmitz (2011)) est alors pertinent dans la mesure où il constitue un choc exogène sur l'emploi ayant un impact potentiellement important sur la probabilité de perdre son emploi. Ce type de chocs peut affecter la santé en particulier quand les coûts subjectifs associés à la perte d'emploi sont élevés.

Les liens entre, d'une part, la santé et, d'autre part, l'insécurité de l'emploi, éventuellement capturée par les licenciements massifs, a été étudiée dans les sciences sociales que ce soit sur des indicateurs agrégés ou désagrégés. Concernant la santé physique et la mortalité, la littérature met en évidence des résultats différents à court et moyen termes. A court terme, les périodes de récession sont associées à une amélioration de la santé physique, une diminution des accidents du travail et de la mortalité, que l'on peut expliquer par une diminution de la charge de travail et de l'exposition à des conditions de travail dangereuses ou à la possibilité des habitudes de santé en raison d'une augmentation temps libre pour les individus au chômage. A moyen terme, cependant, les récessions sont sans équivoque associées à une détérioration de la santé physique et de la mortalité (par exemple Bender et al. (2013), Coile et al. (2014)).

Un autre champ d'études met en évidence des effets hétérogènes du chômage sur la santé, selon les pays et les groupes socio-économiques. Ces études complètent des analyses agrégées avec des résultats détaillés. Par exemple, Buffel et al. (2015) mesurent l'impact sur la santé de la crise économique en Europe. Ils montrent un effet pays spécifique lié en partie aux politiques publiques. En outre, l'effet de la crise est plus fort pour les hommes que pour les femmes. Si les femmes souffrent davantage de troubles dépressifs que les hommes, l'écart entre les hommes et les femmes sur ces troubles est réduit pour les pays les plus durement touchés par la crise. Les résultats sont également conformes aux résultats antérieurs sur certains pays selon lesquels le suicide des hommes est augmenté en période de récession. Les résultats présentés précédemment montrent des corrélations et non des causalités. Jusqu'à présent, les mécanismes expliquant les liens entre le chômage et les mauvais états de santé ont été explorés de trois façons principales : d'abord, certaines études ont mis en évidence un effet de sélection des malades dans le chômage, voire dans l'inactivité (par exemple Garcia-Gomez et al. (2010), Barnay et al. (2015), Duguet, le Clainche (2017)). Deuxièmement, la mauvaise santé est à l'origine d'une durée de chômage plus importante. Troisièmement, le chômage lui-même peut détériorer la santé. On considère ce troisième effet comme difficile à identifier en raison des effets inobservables qui peuvent affecter tant l'état de santé que la probabilité de devenir chômeur mais également en raison d'un effet de causalité inverse.

Alors que dans le contexte international, le lien a souvent été étudié entre l'insécurité de l'emploi et la santé mentale tout d'abord (par exemple Charles, de Cicca (2008), McInerney, Mellor (2012), Reichert, Tauchmann (2011), Reichert, Tauchmann (2017)), c'est peu le cas en France. À notre connaissance, peu d'études ont en effet été réalisées en France à ce sujet. Une étude récente par Blasco, Brodaty (2016) fournit une mesure de l'impact du chômage à long terme sur la santé mentale. Les auteurs montrent un impact significatif pour les hommes mais pas pour les femmes ; ce résultat est cohérent avec ceux issus d'études empiriques réalisées pour d'autres pays. L'insécurité de l'emploi perçue des individus est synonyme de menace de chômage ou de difficultés pour trouver un nouvel emploi dans le cas de la perte d'emploi. Le sentiment d'insécurité de l'emploi peut être intensément perçu pour des individus travaillant dans des entreprises qui mettent en œuvre des licenciements massifs ou des fermetures d'usines.

Comme pour le chômage, la façon dont l'insécurité de l'emploi peut affecter l'état de santé doit être approfondie. Ce qui importe est de pouvoir démêler les relations et le sens de la causalité, l'insécurité de l'emploi pouvant elle-même être le résultat d'un mauvais état de santé. Pour étudier cette causalité, Caroli, Godard (2014) développent par exemple une stratégie économétrique pertinente en utilisant les données de l'enquête européenne sur les conditions de travail. Les auteures utilisent comme instrument un index des degrés de protection de l'emploi propres à chaque pays croisé avec les taux sectoriels de licenciement aux Etats-Unis. Elles constatent des effets significatifs de l'insécurité de l'emploi sur les maux de tête, les fatigues visuelles et les problèmes de peau (pour d'autres résultats sur les effets des licenciements collectifs sur la santé, voir par exemple Browning et al. (2006), Kuhn et al. (2009), Salm (2009), Sullivan, Waechter (2009), Schmitz (2011), Classen, Dunn (2012), Schröder (2013), Liu, Zhao (2014), Browning et al. (2006)).

Une étude particulièrement intéressante de Sullivan, Von Waechter (2009) fournit des éléments clés pour la compréhension précise du déploiement de cet impact. Les auteurs étudient comment le déplacement de l'emploi en raison des licenciements massifs influence la mortalité. Dans ce but, ils utilisent des données administratives individuelles sur l'emploi trimestriel et les revenus appariés aux registres de mortalité sur longue période en Pennsylvanie. Ils constatent que le déplacement de l'emploi à la suite de licenciements massifs conduit à une augmentation de 15-20% des taux de mortalité pendant les 20 ans qui suivent. Ils prévoient que "si de telles augmentations persistaient au-delà de cette période, elles impliqueraient une diminution de l'espérance de vie d'environ 1.5 ans par travailleur déplacé à 40 ans". Les auteurs examinent aussi le fait de transiter par des licenciements massifs augmente la mortalité.

La perte de revenus semble expliquer une partie importante de la voie par lequel transite l'effet mesuré. Ces résultats montrent quoi qu'il en soit l'importance de l'insécurité de l'emploi induite par un choc négatif comme les licenciements massifs en tant que déterminant des mauvais états de santé et des pertes d'espérance de vie. En outre, si des licenciements massifs sont délétères pour les travailleurs qui ont perdu leur travail, il est aussi observé pour des travailleurs qui demeurent en emploi dans l'entreprise qui a licencié. Pour les travailleurs qui gardent leur emploi après une vague de licenciements massifs, une augmentation de l'exposition à des facteurs psychosociaux défavorables au travail est documenté. Cet effet prend le nom de "syndrome du survivant" (Kieselbach et al. (2010). "Les survivants" peuvent s'inquiéter des difficultés de l'entreprise et de ses conséquences sur leur emploi, qui peuvent se cumuler avec une augmentation de leur charge de travail, une baisse d'autonomie et de la coopération au travail. La littérature empirique indique une détérioration significative de l'état de santé des travailleurs restant dans l'entreprise après des

licenciements massifs, aussi bien qu'une augmentation de leur consommation de médicaments psychotropes.

Schmitz (2011) quant à lui, explore l'effet causal du chômage sur la santé en utilisant les fermetures d'usines comme cause exogène au chômage après Browning et al. (2006), Salm (2009), Kuhn et al. (2009). L'impact causal du chômage sur la santé est mesuré à l'aide des données de panel allemandes avec modèle de régression à effets fixes. La santé est capturée par l'état de santé auto-évalué, la santé mentale et des consultations hospitalières. L'auteur constate que le chômage ne mène pas à la détérioration de santé. Bien qu'il considère que le chômage devrait détériorer la santé mentale avant la santé globale, aucun effet sur la santé mentale n'est observé. L'auteur explique la contradiction de ses résultats avec ceux de la littérature par le caractère exogène de la fermeture d'usines comme cause du chômage. Cela permet donc de contrôler la causalité inverse et donc la surestimation des effets du chômage sur la santé mentale.

Une autre image par Browning, Heinesen (2012) est obtenue dans le cas danois. Les auteurs concentrent leur étude sur des données administratives enregistrant tous les travailleurs masculins à plein temps sur la période 1980-2006. L'identification des travailleurs ayant perdu leur emploi en raison de la fermeture d'usine sur la période de 1986-2002 est réalisée de même que celle d'un groupe témoin. Les résultats principaux démontrent une augmentation importante du risque de mortalité globale, de mort par maladies cardiovasculaires, par suicide, de tentatives de suicide, de décès et d'hospitalisation à la suite d'accidents de la route, d'alcoolisme et de maladie mentale. Les auteurs mentionnent que les effets des fermetures persistent le long terme.

L'ampleur de l'effet de l'insécurité de l'emploi en raison des licenciements massifs ou des fermetures d'usine sur la santé peut aussi être due au contexte économique global. Cet effet peut notamment dépendre de contextes de marché du travail locaux (taux de chômage local et taux de chômage de longue durée). La crainte de rester le chômeur de longue durée peut affecter à la fois les chômeurs et les employés de la même façon, davantage que la crainte d'être temporairement au chômage (voir par exemple Ochsén, Welsch (2011)). Il est important de comprendre les mécanismes par lesquels l'insécurité de l'emploi impacte la santé. Ces derniers pourraient être corrigés par les politiques publiques, de santé notamment.

Un article de Drydakis (2015) mesure l'effet du chômage sur la santé en Grèce sur la période 2008-2013. Il utilise les fermetures d'usine comme indicateur du chômage et se concentre sur des indicateurs de santé mentale et auto évaluée. Le premier est capturé par le CES-D 20 tandis que la mesure de santé auto-rapportée est obtenue par l'échelle d'évaluation de la santé subjective à 5 items (excellent, bon, moyen, mauvais, très mauvais). En utilisant des modèles à effets fixes, l'étude montre que la santé auto-rapportée et la santé mentale sont négativement affectées par le chômage pendant la période 2008-2013. Certains effets apparaissent médiatisés par des difficultés d'accès aux soins.

L'étude de Schröder (2013) se concentre, elle, sur les effets protecteurs qui peuvent être efficaces pour modérer les effets délétères sur la santé de la perte d'emploi. Ces effets incluent le support social et le réseau. D'autres études prennent également en compte la personnalité ou la façon dont les effets traumatisants ont été surmontés pendant l'enfance (Daly, Delaney (2013), Powdthavee, Vernoit (2012)). La dimension dynamique importe également. Il est possible-mais cela mérite confirmation- que la santé mentale soit affectée en premier lieu. Il est ainsi important d'étudier les différentes étapes consécutives au cours desquelles la santé peut être affectée. En outre, un large

éventail d'indicateurs est préférable à l'utilisation d'un unique indicateur. L'étude de Browning, Heinesen (2012) référencée plus haut a notamment été menée à long terme. Cette étude a ainsi permis de mettre en évidence une augmentation de la mortalité à long terme alors qu'à court terme certains indicateurs de santé étaient affectés.

Schaller et Stevens (2015) utilisent quant à eux un échantillon d'environ 200 000 Américains (MEPS), incluant 1 0000 individus ayant perdu involontairement leur emploi à la suite de licenciements massifs de 1996 à 2012. Les indicateurs de santé retenus sont la santé auto-rapportée, les dépenses d'assurance maladie et l'utilisation des soins de santé. Tandis que les maladies chroniques n'apparaissent pas plus prévalentes à court terme, la perte d'emploi aboutit à une moins bonne santé auto-évaluée, à des limitations d'activité et à une santé mentale détériorée. Parmi les travailleurs ayant perdu leur emploi, à long terme, la prévalence des maladies chroniques augmente de même que se réduit le nombre de consultations médicales et la consommation de psychotropes. D'autres travaux révèlent des différences de genre. Reine et al. (2013), par exemple, soulignent notamment l'accroissement de la consommation d'alcool pour les hommes. Une limite de cette étude apparaît toutefois dans l'absence de réelle prise en compte de la causalité inverse potentielle. Il existe pourtant quelques études récentes, plus robustes, qui montrent que la consommation d'alcool des hommes ayant perdu leur emploi a augmenté après la récession (Popovici, French (2013) Marcus (2013), Latif (2014)). Il semble qu'il y ait ainsi un consensus quant à l'ampleur du phénomène chez les hommes en comparaison de ce qui se produit pour les femmes. Les résultats apparaissent plus nuancés concernant le tabac. Il n'existe pas d'études ciblées sur les interactions alcool et tabac. Un autre comportement à risque fait l'objet de rares études, celui relevant du surpoids et de l'obésité entraîné par la perte d'emploi (par exemple Schröder, 2013)).

À notre connaissance, les effets de licenciements massifs sur la santé n'ont pas été explorés empiriquement dans le contexte français. Après 2008, le nombre de licenciements massifs ou de ruptures de contrats de travail a augmenté brusquement, renforçant le haut niveau de taux de chômage notamment à long terme. Dans ce contexte, ces événements peuvent être particulièrement nuisibles à la santé mentale et physique. Il est important de mesurer l'ampleur de ces effets en utilisant une variété d'indicateurs et en tentant d'identifier les effets de genre.

C'est l'objectif de l'étude que nous poursuivons. Nous utilisons ainsi quatre indicateurs de santé, détaillés ci-après : une évaluation de l'état de santé globale auto-déclarée (score de santé), un score de santé mentale selon une version adaptée du MHI, un ensemble de pathologies ou de symptômes déclarés et l'évaluation des consommations de soins (recours à la médecine spécialisée et éventuel renoncement aux soins). Chacun apporte des connaissances spécifiques sur la nature des effets entraînés par l'insécurité de l'emploi. Nous nous attachons également à identifier d'éventuels effets de genre.

II- Données

Les données utilisées dans cet article sont issues de deux bases de données. La première est constituée des bénéficiaires de la Caisse d'Assurance maladie pour les Travailleurs Salariés (CNAM-TS). Un échantillon de ses bénéficiaires est tiré au sort et son ménage est interrogé dans le cadre de l'Enquête Santé et Protection Sociale (ESPS) de 2012 réalisée par l'IRDES.

Dans un premier temps, les bénéficiaires principaux et leurs conjoints sont identifiés dans la base (14 037 personnes), puis nous conservons uniquement les personnes âgées de plus de 15 ans en emploi au moment de l'enquête ayant répondu au questionnaire administré concernant les conditions de travail et à l'insécurité de l'emploi ressentie. Dans ce questionnaire, figurent notamment l'évaluation du sentiment d'insécurité de l'emploi et la déclaration d'un plan de licenciement au cours des douze derniers mois, sur lesquelles s'appuie les mesures. Les titulaires de la fonction publique sont ensuite retirés de cette base car ils ne peuvent faire l'objet de licenciements massifs. La population finale sélectionnée est composée de 2812 individus.

II-1. Variables

II-1-1. Indicateurs de santé physique et mentale

On s'intéresse dans cette étude à l'effet de l'insécurité de l'emploi sur différents types de variables relatives à l'état de santé : l'état de santé général auto-évalué, le score de santé mentale évalué par l'indicateur MHI-5 (cf. Annexe 1) et différents symptômes de maladies. Issues de l'enquête Santé et protection sociale, les variables liées à des pathologies musculo-squelettiques, mentales ou chroniques permettent d'évaluer plus objectivement le lien entre insécurité de l'emploi et santé. Les variables utilisées pour la construction du score de santé mentale sont également analysées individuellement et préalablement binarisées. Enfin, des variables objectives, issues de la base de l'Assurance maladie, permettent de lier ce sentiment d'insécurité à la consommation de soins médicaux des personnes enquêtés. Le nombre de séances chez différents spécialistes, le nombre de venues aux urgences sans hospitalisations ou les dépenses globales en médecins sont des indicateurs potentiellement intéressants de l'état de santé. Ces variables sont résumées ci-après (tableaux 1, 2, 3, 4)

Tableau 1 : Les pathologies musculo-squelettiques déclarées dans l'ESPS

Nom des variables	Questions correspondantes dans l'enquête ESPS
Pb_arthrose	« Au cours des 12 derniers mois, avez-vous eu de l'arthrose hors colonne vertébrale ? »
Pb_cervicalgie	Au cours des 12 derniers mois, avez-vous eu une cervicalgie ou une atteinte cervicale chronique ? »
Pb_lombalgie	« Au cours des 12 derniers mois, avez-vous eu une lombalgie ou une autre atteinte chronique du dos ? »

Tableau 2 : Les pathologies mentales et les symptômes de troubles psychologiques.

Nom des variables	Questions correspondantes dans l'enquête ESPS
Pb_depression	« Au cours des 12 derniers mois, avez-vous eu une dépression ? »
Troubles_sommeil	« Souffrez-vous depuis au moins un mois de troubles du sommeil (difficultés d'endormissement ou réveils nocturnes fréquents ou sommeil non réparateur ou réveil trop précoce) au moins 3 nuits par semaine ? »
Fatigue	« Durant les 4 dernières semaines, avez-vous eu un sentiment de faiblesse généralisée, de lassitude, de manque d'énergie ? »
Fatigue_psy	« s'agissait-il d'une fatigue psychique ? »

Tableau 3 : Les variables utilisées dans la construction du score du MHI-5.

Nom des variables	Questions correspondantes dans l'enquête ESPS
Nerveux	« Au cours des 4 dernières semaines, à quelle fréquence vous êtes-vous senti nerveux ? »
Calme	Au cours des 4 dernières semaines, à quelle fréquence vous êtes-vous senti calme et détendu?
heureux	Au cours des 4 dernières semaines, à quelle fréquence vous êtes-vous senti heureux
découragé	Au cours des 4 dernières semaines, à quelle fréquence vous êtes-vous senti si découragé que rien ne pouvait vous remonter le moral ?
triste	Au cours des 4 dernières semaines, à quelle fréquence vous êtes-vous senti triste et abattu ?

Tableau 4 : Les pathologies chroniques et symptômes de maladies chroniques déclarées dans l'ESPS

Nom des variables	Questions correspondantes dans l'enquête ESPS
Pb_hypertension	Au cours des 12 derniers mois avez-vous eu de l'hypertension artérielle ?
Pb_diabète	Au cours des 12 derniers mois avez-vous eu du diabète ?

Nous complétons ces données par l'utilisation des données de consommation médicale issues de l'assurance maladie.

Tableau 5 : Les variables et consommations et/ou dépenses en soins médicaux issus de la base Assurance maladie

Nom des variables	Description/recours aux soins
rec_venue_urgences	Recours aux urgences non suivies d'une hospitalisation.
rec_psy	Recours en psychiatrie.
rec_spe	Recours à une consultation en médecine spécialisée.
rec_der	Recours en dermatologie.
rec_kin	Recours en kinésithérapie.
rec_gyn	Recours en gynécologie.
rec_rhu	Recours en rhumatologie.

II-1-2. Les variables de contrôle

Les variables de contrôle liées à des caractéristiques individuelles et familiales sont extraites de l'enquête ESPS, à savoir l'âge, le sexe, le nombre d'enfants, le statut marital et le niveau d'études. La variable *nivetude* vaut 0 si l'individu interrogé est sans diplôme, 1 s'il a obtenu le brevet, 2 s'il est titulaire du baccalauréat, 3 s'il est diplômé d'études supérieures et 4 les autres cas.

Le revenu net mensuel, calculé à partir du détail de toutes les sources de revenu, est également issu de l'ESPS (variable *revdetail*). Environ un tiers de l'échantillon dispose d'une variable manquante pour cette variable. Afin d'éviter une diminution trop importante de l'échantillon due au nombre important de variables manquantes, une variable relative aux difficultés financières est utilisée. La variable *dif_fin* est construite à partir de la réponse à la question suivante : "Vous est-il déjà arrivé au cours de votre vie de rencontrer des difficultés pour payer votre loyer, vos charges... ?". Quatre réponses sont alors possibles : "Oui, de grosses difficultés auxquelles je ne pouvais pas faire face" (1), "Oui, mais je pouvais faire face"(2), "Non"(3), "Sans objet, je n'ai jamais payé de loyer, de

charges, pas de prêt à rembourser” (4). Cette variable est ensuite binarisée de la façon suivante : *dif_fin* vaut 1 si l’individu choisit l’une des deux premières assertions et 0 sinon.

Pour contrôler une potentielle causalité inverse de l’état de santé ou un biais de variable omise avec l’insécurité de l’emploi, la variable binaire *chronique*, valant 1 si l’individu souffre d’une maladie chronique ou à caractère durable au moment de l’enquête, ainsi que la variable *acvc*, valant 1 si l’individu a été victime d’un ou plusieurs accidents de la vie courante ayant entraîné un recours à un professionnel de santé au cours des trois derniers mois, sont ajoutés dans le modèle.

Des variables liées à la sphère professionnelle sont également ajoutées en tant que variables de contrôle. Ainsi, *occupation* regroupe différentes catégories professionnelles : la variable vaut 1 si l’individu interrogé est ouvrier (spécialisé ou qualifié), 2 s’il est employé, 3 s’il est technicien ou qu’il occupe une profession intermédiaire et 4 s’il est ingénieur, cadre, directeur ou chef d’entreprise.

La construction de la variable binaire *public* permet de distinguer les salariés du secteur privé de ceux du public (hors fonctionnaires titulaires). Ainsi, même si la population étudiée ne comprend pas les titulaires de la fonction publique, les contractuels ou salariés d’entreprises nationalisées sont présents dans la population et identifiés à l’aide de cette indicatrice. Elle vaut 1 si l’individu est contractuel dans la fonction publique de l’Etat, d’une collectivité locale, des HLM, des hôpitaux publics, de la Sécurité sociale ou d’une entreprise nationalisée et 0 s’il est salarié du secteur privé.

Deux variables liées au contrat de travail sont également incluses dans les modèles. La variable *partiel* vaut 1 si l’individu travaille à temps partiel et 0 sinon. La variable *temporaire* vaut 1 si l’individu ne dispose pas d’un contrat à durée indéterminée. Elle vaut donc 0 si le salarié est en contrat à durée déterminée, intérim ou alternance.

Un individu peut occuper plusieurs emplois, parce qu’il y est contraint (il ne peut travailler plus dans son emploi principal), pour diversifier ses risques (de peur de perdre son emploi principal par exemple) ou par choix personnel. Pour éviter un biais de variable omise, la variable *multiempl* est ajoutée. Elle vaut 1 si l’individu interrogé occupe plusieurs emplois et 0 sinon. L’ajout de ces variables de contrôle permet de limiter les problèmes d’endogénéité.

II-1 -3 Variables de conditions de travail et d’environnement

Les variables relatives à l’environnement et les conditions de travail sont traitées en tenant compte de la littérature sur le *job strain* et les conditions de travail (Karasek, 1979, Karasek, Theorell (1990) ; Siegrist et al. (2004)). Trois indices sont construits : le premier est relatif aux conditions de travail du salarié (variable *conditions*), le deuxième évalue la pression au travail (variable *pression*) et le troisième au sentiment de reconnaissance pour le travail réalisé (variable *reconn*).

La composition de l’indice relatif aux conditions de travail, *conditions* est détaillée dans le tableau 5. En fonction des questions, les réponses peuvent être soit binaires (“Oui” ou “Non”) ou alors en niveau (“Toujours”, “Souvent”, “Parfois”, “Jamais”). Le poids de chaque variable est identique au sein de l’indice. La valeur des réponses (de 0 à 3) sont recodées de manière à ce qu’un score élevé coïncide avec de mauvaises conditions de travail. Par exemple, si une personne interrogée répond “Toujours” à l’assertion de la variable *lourd*, “Je suis exposé(e) à porter des charges lourdes lors de la manutention”, la valeur associée à cette réponse est 3.

Une variable de pression au travail (*pression*) est également créée, élaborée à partir de la somme des réponses aux assertions “Je suis obligé(e) de me dépêcher pour faire mon travail” et “J’effectue un travail répétitif sous contraintes de temps ou un travail à la chaîne”.

Enfin, la variable liée à la reconnaissance de son travail (*reconn*) est créée à partir des assertions “Mon travail est reconnu à sa juste valeur” et “Vu tous mes efforts, je considère que mon salaire est correct”.

Une variable relative à l’apprentissage de nouvelles compétences (“Mon travail me permet d’apprendre des choses nouvelles”), *apprend*, est également ajoutée.

Tableau 6 : construction de l’indice relatif aux conditions de travail

Nom des variables	Description à partir des questions
Posture	“Je suis exposé(e) à des postures pénibles ou fatigantes à la longue : debout prolongé, accroupi, courbé, bras en l’air, torsion, position forcée.”
lourd	“Je suis exposé(e) à porter des charges lourdes lors de la manutention.”
tension	“Je vis des tensions avec un public : usagers, patients, élèves, voyageurs, clients.”
produit	“Je suis exposé(e) à des produits (ou substances) nocifs ou toxiques : poussières, fumées, microbes, produits chimiques.”
mmtrav	“Je me sens capable de faire le même travail qu’actuellement jusqu’à 60 ans.”
travnuit	“Mon travail m’oblige à ne pas dormir entre minuit et 5h du matin.”
aidecol	“Les collègues avec qui je travaille m’aident à mener mes tâches à bien.”

II-1-4. L'indicateur d'un sentiment d'insécurité de l'emploi.

Dans cet article, nous privilégions l'insécurité de l'emploi dans sa dimension "subjective", c'est-à-dire relative à l'inquiétude de la perte d'emploi ressentie par le salarié. C'est pourquoi, nous parlerons par la suite de "sentiment" d'insécurité de l'emploi ou d'insécurité de l'emploi perçue.

La variable *insecurite* est une variable catégorielle ordonnée standardisée, de moyenne 0 et d'écart-type égal à 1. Cette opération permet une analyse en déviation, c'est-à-dire que l'on quantifie l'effet de l'augmentation de l'insécurité de l'emploi d'un écart-type par exemple (voir aussi Caroli, Godard, 2014).

III - Stratégie empirique

III-1 Deux modèles alternatifs

Afin d'estimer l'effet de l'insécurité de l'emploi perçue sur les indicateurs santé, deux modèles peuvent être estimés. Lorsque la variable de santé y_i est continue, une régression par moindres carrés ordinaires (MCO) est estimée.

$$y_i = \beta_1 insecurite_i + X_i \beta_2 + \epsilon_i \quad (1)$$

y_i : variable de santé cible étudiée (continue),

X_i : variables de contrôle et

ϵ_i : terme d'erreur.

On suppose que les hypothèses des moindres carrés ordinaires sont satisfaites, notamment $E(\epsilon_i | X, insecurite) = 0$. Les estimations sont corrigées de l'hétéroscédasticité (variances robustes d'Eicker-White). Lorsque la variable de santé y_i est binaire, l'estimation est réalisée par un modèle probit :

$$\begin{aligned} y_i^* &= \alpha_1 insecurite_i + X_i \alpha_2 + \epsilon_i \\ y_i &= 1 [y_i^* > 0] \end{aligned} \quad (2)$$

Avec y_i la variable de santé cible étudiée (binaire), y_i^* sa variable binaire, X_i la matrice des variables de contrôle présentées plus haut et ϵ_i le terme d'erreur.

On suppose que le résidu ϵ_i est indépendant de X et de la variable *insécurité* et qu'il a pour fonction de répartition celle d'une loi normale centrée réduite.

III-2 Endogénéité de l'insécurité de l'emploi perçue

L'hypothèse d'exogénéité de la variable d'insécurité de l'emploi est peu vraisemblable. En mettant de côté un problème d'endogénéité provoqué par une erreur de mesure des variables explicatives, deux autres sources indépendantes de l'échantillonnage réalisé coexistent vraisemblablement lorsque l'on s'intéresse à cette question. Tout d'abord, une omission de variables dans le modèle estimé peut générer de l'endogénéité. C'est notamment le cas lorsqu'une variable omise est corrélée avec la variable expliquée et les variables explicatives (hétérogénéité inobservée). Ce biais de variable omise peut engendrer l'inconsistance des coefficients estimés. Le biais de variable omise paraît plausible lorsque l'on cherche à expliquer une pathologie mentale. L'estime de soi, par exemple, peut à la fois jouer sur la santé mentale et la crainte de perdre son emploi et être source potentielle d'endogénéité. Le fait que la majorité des variables de santé mobilisées soient déclaratives augmente le risque d'endogénéité par variable omise.

Ensuite, un biais de simultanéité existe potentiellement car les salariés en moins bonne santé peuvent s'auto-sélectionner dans les emplois avec une plus grande probabilité de perdre leur emploi.

Notons W la matrice regroupant l'ensemble des variables explicatives, de dimension $(N, k + 1)$ avec k le nombre de variables de contrôle (constante incluse) et 1 la dimension du vecteur de la variable insécurité. Nous avons donc $W = a_1 \text{insecurite} + Xb_0$ et le modèle s'écrit :

$$y = W\beta + \epsilon \quad (3)$$

On suppose les mêmes hypothèses que pour le modèle (1) mais on relâche l'hypothèse d'exogénéité entre W et les résidus, i.e. $E(W'_i \epsilon_i | W) \neq 0$. Si l'endogénéité de la variable relative à l'insécurité de l'emploi était avérée, alors l'estimateur des MCO serait biaisé et non convergent.

En effet :

$$p \lim \hat{\beta}^{MCO} = \beta + \left(p \lim \frac{W'W}{N} \right)^{-1} p \lim \frac{W'u}{N} \neq \beta \quad (4)$$

Si l'endogénéité de la variable *insecurite* est avérée ($E(W'_i \epsilon_i | W) \neq 0$), alors les estimations des modèles (1) et (2) sont biaisées. Le traitement de l'endogénéité de cette variable est alors primordiale. L'utilisation d'un instrument, si ses hypothèses sont vérifiées, conduira à un estimateur convergent du coefficient de l'insécurité de l'emploi.

Le modèle de régression en deux étapes (2SLS) est estimé (cas de variable expliquée continue) ou les méthodes IV-probit ou biprobit dans le cas de la variable expliquée binaire (cf. infra).

Enfin, l'ajout de variables de contrôle relatives aux conditions de travail et à l'environnement psychosocial de ce dernier permet d'éviter un biais de variable omise. De mauvaises conditions de travail ou un environnement difficile peuvent en effet à la fois être corrélés aux variables de santé

et être corrélés au sentiment d'insécurité de l'emploi si l'on suppose notamment que l'insécurité de l'emploi est plus fortement ressentie par les salariés dont les emplois sont plus pénibles (Caroli, Godard, 2014).

III-3 Méthode à variable instrumentale

L'instrument est tel qu'il n'agit pas directement sur la variable expliquée mais par l'intermédiaire d'une variable explicative endogène. Ainsi, l'instrument choisi pour la variable endogène *insecurite* ne devra pas avoir un impact direct sur l'état de santé mais indirect à travers son impact sur la variable *insecurite*.

III-3-1 Les hypothèses de la méthode des variables instrumentales

En reprenant la formulation (1) du modèle des MCO, on note y la variable de santé expliquée, *insecurite* la variable endogène, X la matrice des variables de contrôle et u le résidu.

$$y_i = \beta_1 insecurite_i + X_i \beta_i + u \quad (5)$$

L'endogénéité de la variable *insecurite* est vérifiée lorsque $Cov(insecurite, u) \neq 0$.

L'estimateur $\hat{\beta}_1$ obtenu par moindre carré sera biaisé et non convergent. Afin de rétablir la convergence de l'estimateur, l'utilisation d'un instrument, noté z , peut être utilisée. Il doit pour cela vérifier les hypothèses suivantes, énoncées dans :

1. Condition d'exogénéité. L'instrument z et le résidu u doivent être indépendants. Ils doivent donc vérifier : $Cov(z, u) = 0$. Ainsi, l'instrument z et la variable expliquée y seront indépendantes conditionnellement aux régresseurs x et *insecurite* ainsi qu'au résidu u :

$$y \perp z | X, insecurite, u.$$

Autrement dit, il ne doit pas constater de relation directe entre l'instrument z et la variable expliquée y .

2. L'instrument z est corrélé avec le régresseur *insecurite* : $Cov(insecurite, z) \neq 0$. La corrélation doit être suffisamment forte afin d'éviter le problème des instruments faibles.

III-3-2 Choix de l'instrument de la variable d'insécurité

L'instrument de la variable d'*insecurite* doit donc être suffisamment corrélé au sentiment d'insécurité de l'emploi mais ne doit pas *directement* influencer sur les variables de santé. La variable *plan* a été choisie pour instrumenter le sentiment d'insécurité de l'emploi. Elle correspond à la déclaration, par la personne interrogée, de l'existence d'un plan de licenciement au sein de son entreprise au cours des douze derniers mois ("Au cours des douze derniers mois, y a-t-il eu un plan de licenciements dans l'établissement où vous travaillez ?").

Contrairement à l'insécurité de l'emploi, le plan de licenciement est une variable objective ne tenant pas compte des caractéristiques personnelles des individus concernés. Comme précisé plus haut la loi encadre les plans de licenciements collectifs. La personnalité, le comportement ou même la compétence des travailleurs ne devraient théoriquement pas influencer sur la décision de l'employeur d'avoir recours aux licenciements économiques collectifs ou les plans de départ volontaires.

Les hypothèses formulées dans le paragraphe précédent garantissant l'exogénéité de l'instrument se justifient, dans le cas de l'instrument *plan*, de la façon suivante :

1. Le plan de licenciement n'a d'effet sur les variables de santé qu'à travers le sentiment d'insécurité de l'emploi.
2. Les individus déclarant un plan de licenciement n'ont pas de caractéristiques particulières qui ne seraient pas prises en compte dans notre modèle. La condition d'exogénéité exclut donc la possibilité que les individus les plus compétents quittent l'entreprise avant l'occurrence d'un plan de licenciement ou que ces derniers travaillent dans des entreprises non touchées par les plans sociaux.

La corrélation entre *plan* et *insecurite* est potentiellement forte. Le climat d'une entreprise ayant récemment annoncé un plan de licenciement devrait être moins bon, générant ou augmentant l'insécurité de l'emploi des salariés restants dans l'entreprise. La relation entre un plan de licenciement et le sentiment d'insécurité de l'emploi, définie comme la crainte quotidienne de perdre son emploi, semble suffisamment forte pour éloigner le risque d'instrument faible. Parmi l'ensemble des variables disponibles, seule la variable *plan* semble remplir les conditions d'exogénéité et de forte corrélation avec la variable endogène. C'est donc le seul instrument utilisé par la suite. La validité de cet instrument pour l'insécurité de l'emploi est discutée en section IV-2-3.

II-4. La régression en deux étapes (2SLS)

Dans le cas d'une variable expliquée continue, la régression linéaire en deux étapes (2SLS, *Two stage least squares*) permet de calculer les estimateurs de la méthode par variable instrumentale.

Le modèle suivant est estimé :

$$y_i = \alpha_1 insecurite + X\alpha_2 + \epsilon \quad (6)$$

La première étape consiste à régresser la variable endogène *insecurite* sur l'instrument *plan* et les variables exogènes de la régression initiale. La seconde étape consiste à régresser la variable expliquée *Y* sur la variable *insecurite* prédite à l'issue de la première étape et les autres variables exogènes. Cette méthode permet d'isoler les effets de la variable endogène *insecurite* sur *Y* des effets qui auraient pu être engendrés par son interaction avec une variable inobservée se trouvant dans le résidu *u*.

La régression en deux étapes de notre modèle s'écrit donc :

1. Régression de la variable *insecurite* sur l'instrument *plan* et les variables de contrôle *X* puis prédiction de la variable *insecurite* obtenue à partir des coefficients estimés.

$$insecurite_i = a_1 plan_i + X_i a_2 + v_i \quad (7)$$

Avec $E(v|X, plan)=0$. La variable $\widehat{insecurite}$ est ensuite calculée à partir des coefficients estimés \widehat{a}_1 et \widehat{a}_2 .

2. Régression de *Y* sur la variable prédite $\widehat{insecurite}$.

$$y_i = b_1 \widehat{insecurite}_i + X_i b_2 + u_i \quad (8)$$

L'effet de l'insécurité de l'emploi sur la variable de santé y_i est estimé de manière consistante si l'instrument vérifie les conditions suivantes :

L'instrument *plan* est pertinent : $Cov(insecurite, plan) \neq 0$.

L'instrument *plan* est exogène : $Cov(plan, \epsilon) = 0$.

Le test d'exogénéité des variables explicatives - test d'Hausman- peut être effectué afin de justifier l'utilisation d'une régression en deux étapes qui permettra d'obtenir un estimateur convergent.

Il revient à tester l'hypothèse :

$$H_0 : E(W'_i \epsilon_i | W) = \mathbf{0}_{(0,k+1)} \forall i \quad (9)$$

sous l'hypothèse nulle (H_0), les estimateurs obtenus après MCO et 2SLS, notés sont convergents. Si H_0 n'est pas vérifiée, seul l'estimateur obtenu après 2SLS est convergent. Le test d'Hausman est fondé sur la différence entre ces deux estimateurs. Le test d'exogénéité d'Hausman est fondé sur la différence entre les vecteurs de ces deux estimateurs.

Le modèle ainsi construit avec un régresseur endogène (l'insécurité de l'emploi) et un instrument exogène (le plan de licenciement) est *juste identifié*. Il n'est donc pas possible de tester l'hypothèse d'exogénéité de l'instrument (sa validité). Pour éviter le problème d'instruments faibles qui conduirait à des interprétations erronées de l'effet de l'insécurité de l'emploi ressentie sur la santé, la *rule of thumb* de Staiger et Stock (1997) sera systématiquement utilisée. Dans le cas avec une variable exogène, cette règle se fonde sur la F-statistique de la première étape.

IL méthode utilisée pour détecter si la variable *plan* est un instrument faible est présentée ci-dessous. On suppose un modèle homoscédastique avec *insecurite* l'unique régresseur endogène et *X* la matrice des variables exogènes. En reprenant la notation précédente :

$$y_i = insecurite_i b_1 + X_i b_2 + u_i \quad (10)$$

On suppose, comme ci-dessus que $Cov(X,u) = 0$ et $Cov(u,plan) = 0$. L'équation de première étape s'écrit de la manière suivante :

$$insecurite = a_1 plan_i + X_i a_2 + v_i \quad (11)$$

L'instrument est pertinent si $a_1 \neq 0$. Mais lorsque a_1 est très faible, alors le problème de l'instrument faible pourrait conduire à des analyses erronées. Lorsque l'instrument est faible, le paramètre de concentration μ est lui aussi proche de 0. Stock et Yogo (2002) démontrent que la statistique de Fisher de la première étape suit un χ^2 non centré avec un paramètre proche de celui du paramètre de concentration μ . Ainsi, la statistique de Fisher peut être utilisée pour approcher la valeur de μ et donc conclure sur la faiblesse de l'instrument.

On note μ l'indicateur de concentration :

$$\mu = \frac{a_1^2 \sum_{i=1}^n (plan_i - \overline{plan})^2}{\sigma_v^2} \quad (12)$$

La *rule of thumb* consiste donc à rejeter l'hypothèse que l'instrument est faible dès lors que $F \geq 10$. La régression de première étape est la même pour toutes les variables continues. Néanmoins, en raison de l'existence de certaines variables manquantes, l'effectif la population utilisée peut, pour chaque modèle, varier légèrement. Les statistiques de Fisher varient donc légèrement d'un indicateur de santé à un autre.

III-4.2 Cas d'une variable expliquée binaire et d'un régresseur endogène continu.

Le traitement de l'endogénéité précédent ne s'applique que dans le cas où Y est une variable continue. Woodbridge (2010) décrit la procédure utilisée afin d'instrumenter un régresseur endogène *continu* lorsque la variable explicative est binaire. Comme précédemment, on soupçonne l'endogénéité de la variable *insecurite* que l'on souhaiterait instrumenter par la variable *plan*.

Avec une variable de santé Y binaire, le modèle est le suivant :

$$\begin{aligned} insecurite &= plan \times a_1 + X \times a_2 + v = Z \times a + v \\ y^* &= insecurite \times b_1 + X \times b_2 + u \\ y &= 1 [y^* > 0] \end{aligned} \quad (13)$$

On suppose que les résidus (u,v) sont distribués selon une loi normale bivariée de moyenne nulle. Afin d'identifier le coefficient b_1 , on pose $Var(u)=1$. La normalité du résidu v implique la continuité de la variable *insecurite* qui devrait suivre une loi normale conditionnellement à l'instrument *plan*

et aux variables de la régression de l'étape 2, exceptées *insecurite*. On suppose ces variables et *plan* exogènes, de telle sorte qu'elles ne sont pas corrélées aux résidus (u, v).

L'endogénéité de la variable *insecurite*, c'est-à-dire sa corrélation au résidu de deuxième étape u , est vérifiée si les résidus u et v sont corrélés. La normalité du résidu v implique la normalité de la variable *insecurite|plan*. Ainsi, *insecurite* ne pourrait être une variable binaire. Le modèle présenté dans Woodbridge (2010) est applicable si la variable *insecurite* est corrélée avec le résidu u . La méthode de Rivers et Vuong (1988), reprise dans Woodbridge (2010) est une procédure en deux étapes permettant d'estimer les coefficients de la régression de la variable de santé sur l'insécurité et les variables de contrôle.

La normalité bivariée des résidus (u, v) et l'hypothèse selon laquelle $Var(u)=1$ permet d'écrire le modèle sous la forme suivante :

$$u = \frac{Cov(u, v)}{Var(v)}v + \epsilon \quad (14)$$

$$u = \theta v + \epsilon \quad (15)$$

Avec ϵ indépendant de *plan*, des variables exogènes et de v .

$$Var(\epsilon) = 1 - \frac{Cov(u, v)^2}{Var(v)} \quad (16)$$

$$= 1 - \rho^2 < 1 \quad (17)$$

En notant $\rho = Corr(u, v)$, nous avons donc $\epsilon | Z, insecurite, v \sim Normal(0, 1 - \rho^2)$. La variable latente y^* peut donc se réécrire de la façon suivante : $y^* = insecurite \times b_1 + X \times b_2 + \theta v + \epsilon$

Grâce à l'hypothèse de normalité de v , on peut donc écrire :

$$y^* = insecurite \times b_1 + X \times b_2 + \theta v + \epsilon \quad (18)$$

Avec Φ la fonction de distribution d'une loi normale. Si le terme d'erreur v était observé, alors ce modèle probit estimerait de manière consistante le coefficient des variables exogènes $b_2/\sqrt{1 - \rho^2}$, $b_1/\sqrt{1 - \rho^2}$

Le coefficient de la variable endogène est $\theta/\sqrt{1 - \rho^2}$

Le terme d'erreur v n'étant pas observé, la méthode en deux étapes suivantes permet de l'estimer:

1. Régression MCO de la variable *insecurite* sur l'instrument *plan* et les régresseurs exogènes X puis calcul du résidu estimé \hat{v} .

2. Régression probit de y sur les régresseurs exogènes X , la variable *insecurite* et \hat{v} puis calcul des estimateurs des coefficients

$$b_2/\sqrt{1-\rho^2}, b_1/\sqrt{1-\rho^2} \text{ et } \theta/\sqrt{1-\rho^2}$$

Woodridge (2010) souligne l'intérêt de cette méthode qui permet de tester l'exogénéité de la variable *insecurite* grâce à la statistique du t de Student sur le résidu estimé \hat{v} qui permet de réaliser le test $H_0 : \theta = 0$. Si l'hypothèse H_0 est rejetée, c'est-à-dire que l'on rejette l'hypothèse d'exogénéité de la variable *insecurite*, alors les écart-types et t-statistiques du modèle probit standard ne sont pas justes, ce qui mène donc à une estimation des coefficients b_1 et b_2 imprécise (Woodridge, 2010).

On note $\sigma_v^2 = Var(v)$ la variance du résidu v ,

$$b_{1\rho} = b_1/\sqrt{1-\rho^2}, b_{2\rho} = b_2/\sqrt{1-\rho^2}$$

$$\text{et } \theta_\rho = \theta/\sqrt{1-\rho^2}$$

les coefficients qui ont été estimés précédemment.

On note enfin $\beta_\rho = (b'_{1\rho}, b'_{2\rho})'$ le vecteur des coefficients estimés précédemment. Alors, $\beta = \beta_\rho/(1+\theta_\rho^2\sigma_v^2)^{1/2}$.

D'après Woodbridge (2010), les estimateurs des coefficients originaux sont consistants :

$$\hat{\beta} = \hat{\beta}_\rho / \left(1 + \hat{\theta}_\rho^2 \hat{\sigma}_v^2\right)^{1/2}. \quad (20)$$

Cette méthode est celle en deux étapes par inclusion du résidu (*2 steps residual inclusion 2SRI*). Alternativement, il serait possible d'intégrer dans la régression de la seconde étape non pas le résidu de la première étape mais la prédiction de la variable expliquée de première étape, $\widehat{insecurite}$.

Néanmoins, Terza et al. (2008) prouvent que cette méthode de régression en deux étapes par substitution du prédicteur (*2SPS, two-stage predictor*) n'est en général pas convergente alors que la première méthode de 2SRI l'est.

Une autre méthode, consiste à estimer (13) de manière simultanée par une estimation du maximum de vraisemblance conditionnelle (CMLE, *Conditional maximum likelihood estimation*). Cette méthode est appelée le probit par variables instrumentales ou IV probit.

On a montré précédemment que $insecurite|Z \sim Normal(Za, \sigma_v^2)$, $v = insecurite - Za$ et $\theta = \rho/\sigma_v$.

$$P(y = 1|insecurite, Z) = \Phi \left[\frac{Xb_2 + b_1insecurite + (\rho/\sigma_v)(insecurite - Za)}{(1 - \rho^2)^{1/2}} \right] \quad (21)$$

Avec Φ la fonction de répartition d'une loi normale.

On note

$$w = \frac{Xb_2 + b_1 \text{insecurite} + (\rho/\sigma_v)(\text{insecurite} - Za)}{(1-\rho^2)^{1/2}}$$

La logvraisemblance du modèle s'écrit :

$$\ln L_i = y_i \ln \Phi(w_i) + (1 - y_i) \ln (1 - \Phi(w_i)) - \frac{1}{2} \ln(\sigma) - \frac{1}{2} \frac{(\text{insecurite} - Za)^2}{\sigma_v^2} \quad (22)$$

Avec donc

$$w_i = \frac{X_i b_2 + b_1 \text{insecurite}_i + (\rho/\sigma_v)(\text{insecurite}_i - Z_i a)}{(1-\rho^2)^{1/2}}$$

La log vraisemblance est maximisée par rapport aux paramètres b_2 , b_1 , ρ , a et σ_v^2 . Les estimateurs de ces coefficients et leurs écart-types sont ensuite obtenus.

Cette méthode sera celle utilisée par la suite pour les variables expliquées binaires relatives aux pathologies déclarées. Woodbridge (2010) liste les avantages et inconvénients de cette méthode par rapport à la précédente :

1. Les méthodes par MLE sont plus efficaces que les méthodes à deux étapes.
2. Les estimateurs des coefficients originaux sont directement obtenus par la méthode MLE, contrairement à celle en deux étapes où l'on obtient les coefficients originaux divisés par le $\sqrt{1 - \rho^2}$
3. Comme pour la méthode en deux étapes, l'exogénéité de la variable *insecurite* peut être testée à l'issue de la procédure MLE à l'aide d'une t-statistique. L'hypothèse nulle est la suivante : $H_0 : \rho = 0$.
4. L'inconvénient de la méthode MLE est computationnel puisque de nombreuses itérations peuvent être nécessaires pour faire converger ρ .

III-4.3 Cas d'une variable expliquée binaire et d'un régresseur endogène binaire

Les deux méthodes décrites dans la partie précédente ne peuvent être appliquées au cas d'un régresseur endogène lui aussi binaire⁹.

Supposons désormais que la variable *insecurite* soit binaire. Le modèle se réécrit donc de la façon suivante (Woodbridge (2010)) :

$$\begin{aligned} y &= 1 [b_1 insecurite + Xb_2 + u > 0] \\ insecurite &= 1 [Za + v] \end{aligned} \quad (23)$$

Avec $Za = a_1 plan + Xa_2$. Avec (u, v) indépendant de Z , suivant une loi normale bivariée centrée réduite et en notant $\rho = Corr(u, v)$. Si $\rho \neq 0$ alors u et *insecurite* sont corrélés et donc une estimation probit de y sur *insecurite* et X ne permet pas d'obtenir des estimateurs convergents de b_1 et b_2 (Woodbridge, 2010).

$$P(y = 1 | insecurite = 0, Z) = \frac{1}{1 - \Phi(Za)} \int_{-\infty}^{-Za} \Phi \left[\frac{b_1 insecurite + Xb_2 + \rho t}{(1 - \rho^2)^{1/2}} \right] \phi(t) dt \quad (24)$$

Avec ϕ la fonction de densité d'une loi normale centrée réduite. La log vraisemblance du modèle est obtenue en combinant les quatre possibilités obtenues selon les valeurs prises par *insecurite* et y dans $\{0,1\}$. Le modèle probit bivarié et sa log vraisemblance peuvent donc être utilisés pour traiter l'endogénéité d'une variable binaire et donc obtenir des coefficients convergents.

Altonji et al. (2005) comparent les estimations obtenues après 2SLS d'un modèle à probabilité linéaire et ceux d'un modèle biprobit. Les auteurs concluent que la non-linéarité du modèle biprobit facilite l'identification des paramètres. En effet, la condition d'exclusion du modèle 2SLS, selon laquelle l'instrument ne doit pas être corrélé aux autres déterminants de la variable dépendante ($Cov(plan, v) = 0$), était nécessaire pour l'identification des paramètres. Cette condition n'est en revanche plus nécessaire pour le modèle biprobit (équation 23).

⁹ L'hypothèse de normalité ne peut tenir dans le cas d'un régresseur endogène binaire.

IV-Résultats

IV-1. Statistiques descriptives

IV-1-1. Les caractéristiques de la population étudiée

La population sélectionnée est constituée d'individus âgés de plus de 15 ans en emploi au moment de l'enquête. La population sélectionnée est féminine à 44%, de 43 ans d'âge moyen et vivant dans un ménage de 3 personnes en moyenne. 9.60% de cette population déclarent l'existence d'un plan de licenciement dans leur entreprise actuelle au cours des douze derniers mois. Le tableau 7 donne les principales statistiques descriptives en fonction de la déclaration ou non d'un plan de licenciement.

Du point de vue des difficultés financière rencontrées, les individus déclarant ou ne déclarant pas de plan de licenciement diffèrent : 47.70% de ceux déclarant un plan de licenciement affirment avoir déjà rencontré des difficultés financières, contre 42.60% des individus ne déclarant pas de plan. 33.09% des personnes déclarant un plan de licenciement dans leur entreprise souffrent d'une maladie chronique (déclarée), contre 25.56% des personnes ne déclarant pas de plan de licenciement dans leur entreprise

60% des individus de l'échantillon est marié ou pacsé et 15.56% vit maritalement ou en concubinage. Les célibataires ne représentent que 11% de l'échantillon. La répartition entre les différents statuts est similaire selon la déclaration d'un plan de licenciement ou non.

Parmi les individus déclarant un plan de licenciement, 48.52% sont diplômés d'études supérieures, contre 33.52% chez ceux n'en déclarant pas. Il est important de souligner que la question du plan de licenciement porte sur l'entreprise dans laquelle les individus travaillent actuellement. Ne rentrent dans le champ de la question que les "survivants" au plan de licenciement ou les arrivants postérieurs au plan en ayant eu connaissance. S'ils ont connu une période de chômage à la suite d'un plan de licenciement avant de retrouver un emploi, la question ne portera pas sur le plan de licenciement antérieur mais sur celui, éventuel, de leur entreprise actuelle. La proportion importante de diplômés parmi les personnes déclarant un plan de licenciement pourrait donc s'expliquer par un effet d'éviction des moins diplômés. Après un plan de licenciement, les individus diplômés ont probablement plus de chances de "survivre" dans l'entreprise et donc d'entrer dans le champ de la question.

Tableau 7 : Statistiques descriptives

	Pas de plan de licenciement			Plan de licenciement		
	Obs.	Moyenne	Ecart-type	Obs.	Moyenne	Ecart-type
Age	2542	43,23	10,91	270	42,2	9,56
Taille du ménage	2542	3,05	1,34	270	3,22	1,38
Indice de mauvaises conditions de travail	2542	3,25	1,83	270	3,37	1,91

	Pas de plan de licenciement		Plan de licenciement	
	Obs.	Fréquence	Obs.	Fréquence
Difficultés financières	2521	42,60%	266	47,70%
Acc. Vie courante	2457	4,48%	255	5,88%
Maladie chronique	2527	25,56%	269	33,09%
Secteur public	2542	7,00%	270	4,44%
Temps partiel	2202	19,75%	264	20,08%
Contrat temporaire	2538	25,10%	270	15,93%
Multi-emploi	2523	4,40%	268	4,85%
Apprend au travail	2521	92,98%	264	91,29%
		CSP		
Ouvrier ou équivalent	2150	30,79%	259	23,94%
Employé ou équivalent	2150	37,07%	259	30,12%
Prof. intermédiaire ou équivalent	2150	14,42%	259	16,60%
Cadre ou équivalent	2150	17,72%	259	29,34%
		Niveau d'études		
Sans diplôme ou certificat d'étude ou équivalent	2542	8,14%	270	6,67%
BEPC ou équivalent	2542	37,14%	270	30,37%
Baccalauréat ou équivalent	2542	19,94%	270	13,70%
Etudes supérieures	2542	33,52%	270	48,52%
Autre ou ne sait pas	2542	1,26%	270	0,74%
		Situation familiale		
Marié(e), pacsé(e)	2539	59,04%	270	60,00%
Divorcé(e)	2539	8,19%	270	8,15%
Veuf(ve)	2539	1,18%	270	0,37%
En concubinage	2539	16,50%	270	15,56%

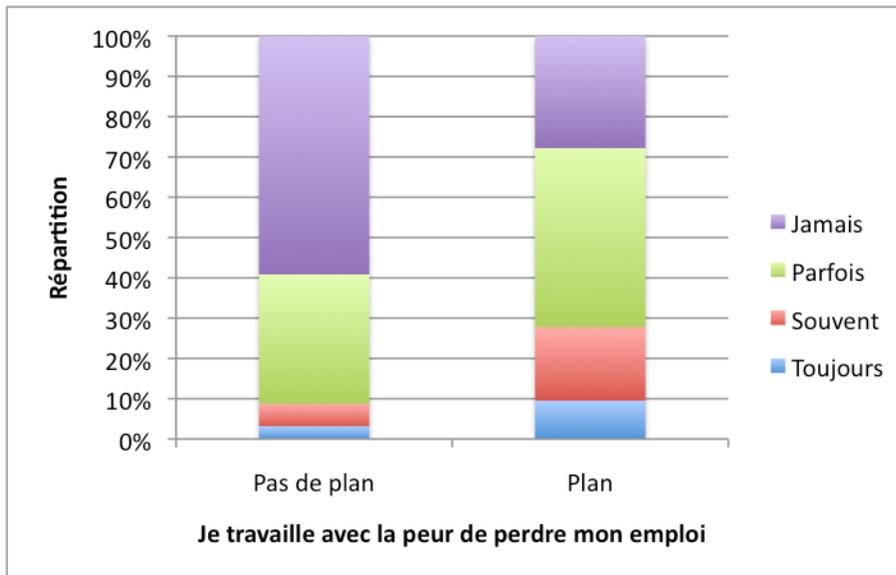
Célibataire	2539	15,08%	270	15,93%
Niveau de reconnaissance au travail				
Faible	2542	23,09%	270	30,37%
Moyenne	2542	46,03%	270	45,19%
Elevée	2542	30,88%	270	24,44%
Niveau de pression au travail				
Faible	2542	41,46%	270	30,00%
Moyenne	2542	43,39%	270	48,15%
Forte	2542	15,15%	270	21,85%
Sentiment d'insécurité de l'emploi : Je travaille avec la peur de perdre mon emploi...				
Toujours	2542	3,38%	270	8,89%
Souvent	2542	5,66%	270	18,89%
Parfois	2542	31,98%	270	42,22%
Jamais	2542	58,97%	270	30,00%

Un constat similaire peut être dressé lorsque l'on regarde la répartition des catégories socio-professionnelles (CSP) dans la déclaration d'un plan de licenciement. Parmi les individus déclarant un plan de licenciement, les ouvriers représentent 23.94%, les cadres, 29.34%. Cette proportion est *grosso modo* inversée pour les individus n'ayant pas vécu de plan de licenciement. Les employés représentent un peu plus de 30% parmi les individus de l'échantillon ayant déclaré un plan de licenciement versus 37% environ pour ceux n'ayant pas connu de plan. Comme précédemment, l'hypothèse d'une meilleure protection contre les plans de licenciement des salariés les mieux qualifiés est de nouveau soulevée. Cette remarque sera détaillée dans la discussion puisqu'elle peut être révélatrice d'un biais de sélection de l'échantillon.

IV-1.2 La perception de l'insécurité de l'emploi dans la population étudiée

Parmi la population déclarant un plan de licenciement, 30% (vs 70%) déclarent ne jamais travailler avec la peur de perdre leur emploi. 8.89% des individus déclarant l'existence d'un plan de licenciement dans leur entreprise déclare "toujours travailler avec la peur de leur emploi" contre seulement 3.38% de la population ne déclarant pas de plan de licenciement.

Graphique 1 : Plan de licenciement collectif et insécurité de l'emploi ressentie



IV-1.3 Les symptômes et pathologies déclarés des individus selon le plan de licenciement.

Les statistiques descriptives des différents symptômes et pathologies sont données dans le tableau en annexe. Près d'un individu sur cinq de la population sélectionnée déclare avoir souffert de lombalgie ou d'une douleur au dos au cours des douze derniers mois et 14% d'une cervicalgie ou autre atteinte cervicale chronique. L'arthrose ne concerne que 6% de l'échantillon.

4% de la population sélectionnée déclare avoir souffert d'une dépression au cours des douze mois précédents. Les troubles du sommeil touchent presque un tiers de l'échantillon et 58% déclarent avoir rencontré un état de faiblesse généralisé ou un manque d'énergie. Plus de 8 personnes interrogées sur 10 ont rencontré un état de nervosité au cours du dernier mois. Plus des deux tiers déclare avoir été heureux au moins une fois au cours du dernier mois et 57% s'est senti triste au moins une fois au cours du dernier mois.

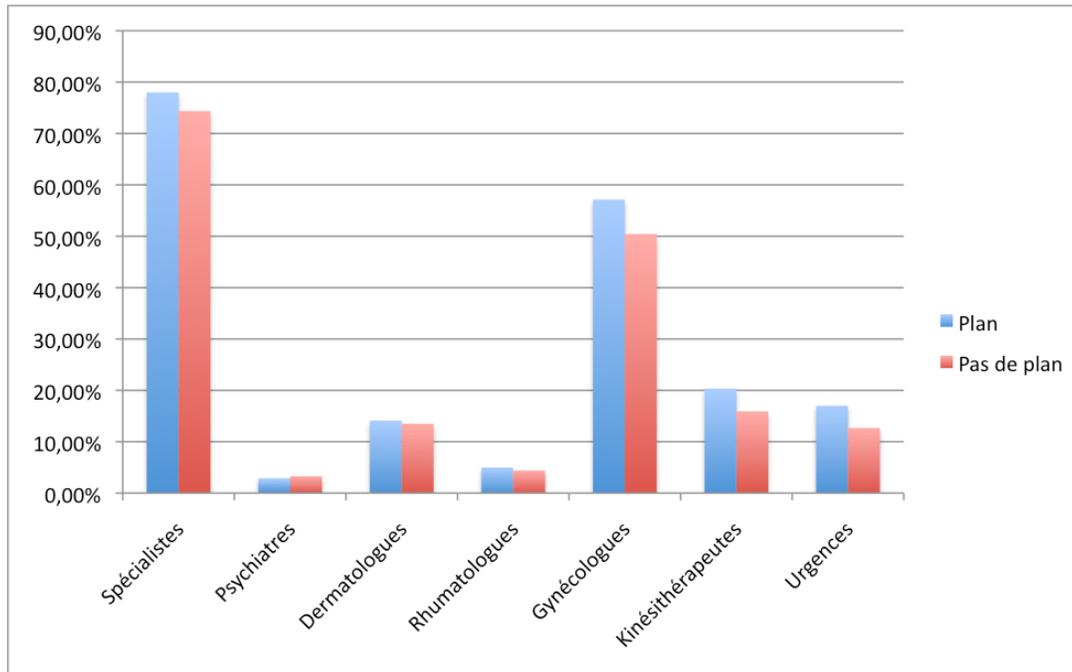
Les symptômes de maladie chronique touchent une part beaucoup plus faible de la population sélectionnée : 7% déclare de l'hypertension et 5% du diabète. Moins de 0.1% des personnes de notre échantillon aurait eu une attaque cérébrale ou un AVC l'année passée et moins de 2% un infarctus.

IV-1.4 Les consommations de soins des individus déclarant un plan de licenciement.

Les trois quarts de la population sélectionnée ont consulté au moins un spécialiste au cours de l'année 2012. 2,90% des personnes déclarant un plan de licenciement au cours de leur entreprise au cours des douze derniers mois a eu recours à un psychiatre, contre 3,29% du reste de la population. Elles ont en revanche plus recours au kinésithérapeute et aux urgences. Les femmes

déclarant un plan de licenciement ont un taux de recours moyen de 7 points plus élevé que les femmes ne déclarant pas de plan de licenciement (57,14% contre 50,43%).

Graphique 2 : Plan de licenciement collectif et recours aux soins médicaux



IV-2. Résultats des estimations des modèles

L'effet de l'insécurité de l'emploi, instrumenté par la déclaration d'un plan de licenciement, est étudié à travers quatre types d'indicateurs, un indicateur de santé auto-évaluée, un score de santé mentale établi à partir d'un questionnaire, des pathologies déclarées et enfin, des consommations ou dépenses de soins.

Nous présentons d'abord les résultats issus des estimations de l'effet des variables de contrôle sur l'insécurité dans l'emploi. Nous présentons ensuite les résultats issus des estimations naïves avant d'instrumenter l'insécurité de l'emploi perçue par l'existence d'un plan de licenciement dans l'entreprise où exercent les salariés. Ceci nous permet d'estimer plus précisément les résultats et de discuter l'hypothèse d'exogénéité de la variable « plan de licenciement »

IV-2.1 Les effets des variables de contrôle sur l'insécurité de l'emploi

Le plan de licenciement a un effet positif très significatif sur le sentiment d'insécurité de l'emploi (voir Annexe 2). Les personnes ayant rencontré des difficultés financières au cours de leur vie craignent davantage de perdre leur emploi que les autres. Le sexe, le statut légal et la catégorie

socio-professionnelle n'auraient pas d'effet significatif sur le sentiment d'insécurité de l'emploi. L'insécurité de l'emploi augmente avec l'âge avec un taux de croissance négatif.

L'environnement de travail est fortement corrélé au sentiment d'insécurité de l'emploi. Ainsi, les salariés qui se sentent reconnus dans leur travail, que ce soit au niveau relationnel ou de la rémunération, ont une crainte plus faible de perdre leur emploi. Cette dernière croît avec la dégradation des conditions de travail et la pression subie par le salarié.

La perception de l'insécurité de l'emploi pourrait être très différente entre les salariés en emploi stable (CDI) et ceux en emploi temporaire (CDD, intérim, etc.). Ces derniers connaissant à l'avance la date de fin de leur contrat, ils n'ont par définition pas la "sécurité de l'emploi". Les salariés en emploi stable peuvent donc ressentir une insécurité de l'emploi qui n'émane pas du seul contrat. On pourrait donc faire l'hypothèse que les salariés en emploi stable, qui ont plus à perdre, peuvent déclarer un sentiment plus fort d'insécurité de l'emploi. A l'inverse, les salariés en emploi temporaire étant moins bien intégrés dans l'entreprise, ils ont probablement un risque plus important de quitter l'entreprise, dans le cadre d'un plan social notamment. Cet argument, retenu par Näswall and de Witte (2003) conduirait à supposer que les salariés en contrat temporaire pourraient déclarer un sentiment plus fort d'insécurité de l'emploi. Les résultats vérifient la deuxième hypothèse : les salariés en emploi temporaire travaillent plus souvent avec la peur de perdre leur emploi que les salariés en CDI, constat partagé par Silla et al. (2005) et Sjöberg and Swerke (2000).

IV-2.2 Les résultats des estimations naïves

Les estimations des modèles OLS et Probit et IV ou Biprobit sont reportés dans la série des tableaux A, B, C. Chaque ligne affiche les coefficients de l'estimation de l'insécurité de l'emploi sur différentes variables de santé ou d'utilisation de services de santé (les écart-types figurant entre parenthèses)). Dans la première colonne, nous contrôlons pour les caractéristiques individuelles : âge, sexe, niveau d'éducation, statut marital, difficultés financières, conditions de travail. L'insécurité de l'emploi perçue sans prise en compte de l'endogénéité conclut à un effet de l'insécurité de l'emploi négatif et significativement non nul à 1% : l'augmentation d'un écart-type du sentiment d'insécurité de l'emploi diminuerait la note de santé globale déclarée d'un peu plus de 0.14 point. Les colonnes (2) et (3) présentent les estimations séparées par genre. Les estimations aboutissent à la même conclusion : l'insécurité de l'emploi aurait un impact négatif sur la note de santé globale déclarée. En outre, l'insécurité de l'emploi apparaît corrélée positivement avec le fait de déclarer des problèmes cardiaques chez les hommes.

On constate un effet plus net encore sur la santé mentale. Ainsi l'insécurité de l'emploi apparaît corrélée positivement avec la fatigue, le sentiment de découragement et la nervosité chez les hommes et apparaît corrélée positivement avec le sentiment de découragement et altérerait le sentiment de bonheur des femmes. Il y aurait donc des effets d'interaction entre le sexe et les autres variables puisque le coefficient de l'indicatrice du sexe dans les régressions sur l'ensemble de la population n'est pas significatif.

Les estimations des effets marginaux moyens montrent que l'impact d'une augmentation d'un écart-type de l'insécurité de l'emploi perçue sur la probabilité de report de troubles de santé varie d'un trouble à l'autre¹⁰.

Nous incluons dans les analyses de nouvelles variables habituellement pas ou peu utilisées dans les travaux dans la mesure où nous disposons de données de consommation médicales (ie recours à différents services ou spécialités médicales) et d'une évaluation du renoncement aux soins. Nous ne constatons pas d'effet de l'augmentation de l'insécurité de l'emploi sur le recours aux consommations médicales (excepté pour les femmes le recours au généraliste et aux urgences, mais significativité des coefficients à 10% seulement).

Les résultats montrent en revanche que la probabilité de renoncer à certains soins augmente.

IV-2.3 Evaluation de l'impact sur la santé par la méthode par variable instrumentale.

Les analyses menées par la méthode à variable instrumentale tendent à reconsidérer les résultats obtenus dans le cadre des estimations naïves (voir supra).

On distingue d'abord l'évaluation sur la santé auto-évaluée, puis sur la santé mentale. On analyse également les résultats sur l'existence de maladies chroniques et les troubles musculo-squelettiques ainsi que sur les troubles de sommeil. Enfin, on étudie les effets sur l'utilisation des services de soins et le renoncement aux soins.

L'hypothèse d'exogénéité de l'instrument ne peut être directement testée car le modèle est *juste identifié*. Le raisonnement fondant cette hypothèse est que l'effet du plan de licenciement sur la santé n'existe qu'à travers le sentiment d'insécurité de l'emploi. Cette hypothèse est testable indirectement en ayant recours à la population des titulaires de la fonction publique. Ces derniers étant parfaitement protégés contre le risque de chômage, alors la corrélation entre le plan de licenciement et les variables de santé devrait être nulle si l'instrument est bien exogène.

Pour le sous-échantillon de fonctionnaires, les coefficients de la variable *plan* dans les régressions du score de l'état de santé déclaré et du score de santé mentale (p-value de 0.870 dans la régression de l'état de santé déclaré, 0.382 dans celle du score de santé mentale); ceci suggère donc l'exogénéité du plan de licenciements. Les tests de robustesse sont également menés sur les variables de troubles du sommeil, la dépression, la fatigue et les composantes du score du MHI à l'aide d'un modèle probit et aboutissent aux mêmes conclusions.

Le score de santé mentale est construit à partir des cinq variables *heureux*, *calme*, *nerveux*, *découragé* et *triste* dans leur version non discrétisée. L'effet négatif significatif de l'insécurité de l'emploi sur le score de santé mentale pourrait être dû à un effet très important sur une partie seulement de ces dimensions. Les coefficients estimés de l'insécurité de l'emploi du modèle IV sont significativement non-nuls pour tous les items excepté *tristesse* (à 1%).

On constate par ailleurs, un effet significatif sur le renoncement aux soins mais pas sur le recours aux soins.

¹⁰ Les effets ne sont pas reportés ici.

L'interprétation que nous proposons est la suivante : l'insécurité de l'emploi affecte fortement la santé mentale et ce fait explique non pas l'accroissement du recours aux soins mais au contraire celui du renoncement aux soins. En effet, un état d'asthénie psychique est en général associé au repli sur soi et au retard dans les consultations de soins.

A - Effet de l'insécurité de l'emploi sur l'état de santé général et symptômes ou maladies déclarées

Effet de l'insécurité de l'emploi sur la note de santé auto déclarée (variable continue)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	OLS (F)	OLS (H)	IV	IV (CDI)
Insécurité de l'emploi	-0.144***	-0.0667	-0.207***	-0.410*	-0.387*
	(-4.00)	(-1.47)	(-3.76)	(-2.28)	(-2.08)

Effet de l'insécurité de l'emploi sur la perte de poids (variable binaire)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit (F)	Probit (H)	Biprobit
Insécurité de l'emploi	0.168*	0.144	0.210	0.0296*
	(2.24)	(1.39)	(1.89)	(2.23)

Effet de l'insécurité de l'emploi sur les troubles du sommeil (variable binaire)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit (F)	Probit (H)	Biprobit
Insécurité de l'emploi	0.129*	0.0863	0.155	0.0398*
	(2.15)	(1.04)	(1.76)	(2.03)

Effet de l'insécurité de l'emploi sur les déclarations d'hypertension artérielle (variable binaire)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit (F)	Probit (H)	Biprobit
Insécurité de l'emploi	0.134	0.163	0.126	0.0123
	(1.41)	(1.11)	(0.95)	(1.10)

Effets de l'insécurité de l'emploi sur les déclarations de lombalgie (variable binaire)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit (F)	Probit (H)	Biprobit
Insécurité de l'emploi	0.0984	0.178	0.0199	0.0252
	(1.47)	(1.88)	(0.21)	(1.42)

Effet de l'insécurité de l'emploi sur les déclarations de cervicalgie (variable binaire)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit (F)	Probit (H)	Biprobit
Insécurité de l'emploi	0.142*	0.142	0.129	0.0281
	(1.99)	(1.49)	(1.20)	(1.86)

Effet de l'insécurité de l'emploi sur les déclarations de pathologies cardiaques (variable binaire)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit (F)	Probit (H)	Biprobit
Insécurité de l'emploi	0.219*	0.0712	0.331**	0.0260*
	(2.44)	(0.55)	(2.65)	(2.34)

Effet de l'insécurité de l'emploi sur la fatigue psychique (variable binaire)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit (F)	Probit (H)	Biprobit
Insécurité de l'emploi	0.245*** (4.28)	0.165* (2.06)	0.334*** (3.96)	0.0859*** (4.27)

B - Effet de l'insécurité de l'emploi sur la santé mentale**Effet de l'insécurité de l'emploi sur le score de santé mentale (variable continue)**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS (F)	OLS (H)	IV
Insécurité de l'emploi	-3.056*** (-7.24)	-2.597*** (-4.37)	-3.446*** (-5.85)	-5.255* (-2.54)

Effets de l'insécurité de l'emploi sur les différentes dimensions du score de santé mentale (variables binaires)**Sentiment de découragement**

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit (F)	Probit (H)	ML
Insécurité de l'emploi	0.390*** (6.93)	0.351*** (4.34)	0.425*** (5.34)	0.146*** (6.87)

Nervosité

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit (F)	Probit (H)	Biprobit
Insécurité de l'emploi	0.348*** (5.16)	0.192 (1.85)	0.433*** (4.81)	0.0816*** (5.28)

Tristesse

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit (F)	Probit (H)	Biprobit
Insécurité de l'emploi	-0.151 (-0.80)	-0.360 (-1.77)	1.094* (2.08)	-0.00226 (-0.64)

Sentiment de bonheur

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit (F)	Probit (H)	Biprobit
Insécurité de l'emploi	-0.241*** (-4.16)	-0.270** (-3.26)	-0.210* (-2.56)	-0.0858*** (-4.16)

Calme

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit (F)	Probit (H)	Biprobit

Insécurité de l'emploi	-0.197*** (-3.46)	-0.209* (-2.53)	-0.175* (-2.18)	-0.0742*** (-3.44)
------------------------	----------------------	--------------------	--------------------	-----------------------

Fatigue

	(1) Probit	(2) Probit (F)	(3) Probit (H)	(4) Biprobit
Insécurité de l'emploi	0.255*** (4.40)	0.0769 (0.90)	0.411*** (5.17)	0.0897*** (4.41)

C - Effet de l'insécurité de l'emploi sur le recours aux soins (variables binaires)

Recours au médecin généraliste

	(1) Probit	(2) Probit (F)	(3) Probit (H)	(4) Biprobit
Insécurité de l'emploi	0.0884 (1.16)	0.232* (2.01)	-0.0428 (-0.41)	0.0154 (1.12)

Recours aux soins de médecins spécialistes

	(1) Probit	(2) Probit (F)	(3) Probit (H)	(4) Biprobit
Insécurité de l'emploi	0.0463 (0.73)	0.138 (1.41)	-0.0287 (-0.34)	0.0145 (0.78)

Recours aux soins kinésithérapie

	(1) Probit	(2) Probit (F)	(3) Probit (H)	(4) Biprobit
Insécurité de l'emploi	0.0537 (0.79)	0.0558 (0.61)	0.0791 (0.78)	0.0115 (0.71)

Recours aux urgences

	(1) Probit	(2) Probit (F)	(3) Probit (H)	(4) Biprobit
Insécurité de l'emploi	0.0956 (1.33)	0.241* (2.35)	-0.0267 (-0.26)	0.0200 (1.35)

Effet de l'insécurité de l'emploi sur le renoncement aux soins

	(1) Probit	(2) Probit (F)	(3) Probit (H)	(4) Biprobit
Insécurité de l'emploi	0.357** (3.11)	0.373** (2.68)	0.228 (1.14)	0.0271** (2.85)

t statistics in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

IV-2.4 L'effet hétérogène de l'insécurité de l'emploi sur la santé

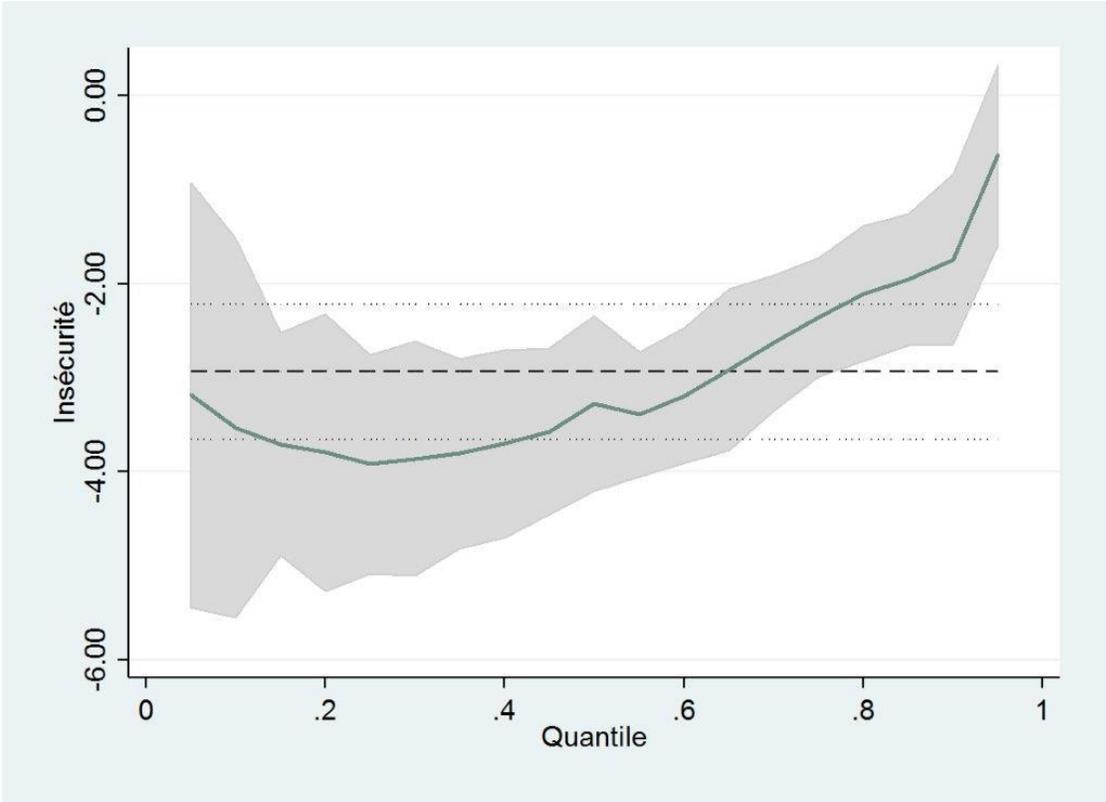
Les régressions séparées réalisées précédemment selon le genre et le type de contrat mettent en évidence une hétérogénéité relative liée au genre.

L'hétérogénéité entre les contrats de travail est assez vraisemblable. Il est possible que les salariés en contrat temporaire, connaissant la date de fin de contrat, manifestent moins le sentiment de "travailler avec la crainte de perdre leur emploi". L'effet pourrait d'ailleurs être très hétérogène parmi cette population, comme le suggèrent ses écart-types pour les différentes variables expliquées. Silla et al. (2005) observent l'hétérogénéité du sentiment d'insécurité de l'emploi des salariés précaires en les répartissant en différentes catégories selon leur employabilité perçue et leurs préférences en terme de contrat de travail.

Les individus peuvent également être hétérogènes du point de vue des variables de santé étudiées. L'effet de l'insécurité de l'emploi peut être plus important pour les individus déjà en mauvaise santé. Nous utilisons ici les deux variables de santé continues, la santé auto-évaluée et l'indicateur de santé mentale. La régression quantile capture cette hétérogénéité en estimant l'impact de l'insécurité de l'emploi sur les quantiles conditionnels des variables de santé (et pas l'impact sur la distribution dans son ensemble).

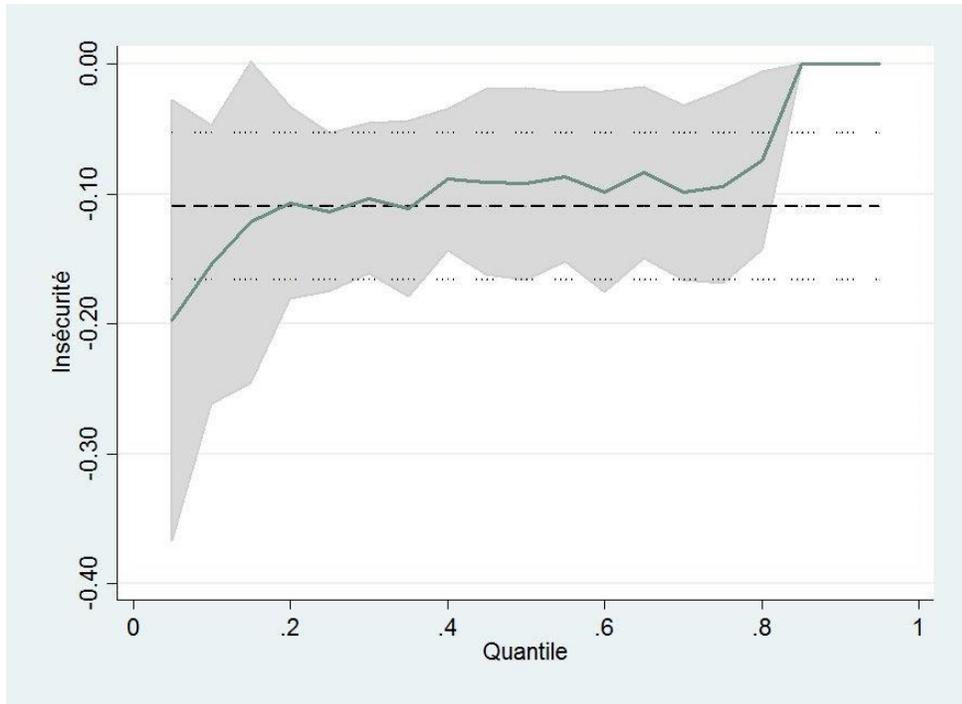
Le premier graphique représente l'effet estimé de l'insécurité de l'emploi sur les différents quantiles du score de santé mentale. Le trait horizontal représente le coefficient obtenu par MCO (-3.056) pour l'ensemble de la population sélectionnée. La zone grisée indique l'intervalle de confiance à 95% des coefficients de la régression quantile. Les individus ayant un faible score de santé mentale seraient les plus affectés par le sentiment d'insécurité de l'emploi.

Score de santé mentale



La régression quantile de l'effet estimé de l'insécurité de l'emploi sur l'état de santé déclaré, met en évidence un effet relativement homogène, excepté pour le dernier quantile de la distribution.

Score de santé auto-déclarée



V- Discussion

L'insécurité de l'emploi perçue dégrade la santé mentale et accroît le renoncement aux soins.

L'étude de son impact sur la santé est donc cruciale du point de vue des politiques publiques.

La perception de l'insécurité de l'emploi est multifactorielle. Elle dépend de facteurs objectifs (conditions du marché du travail, changements organisationnels, incertitude sur le futur de l'entreprise, etc.) mais aussi de caractéristiques subjectives comme le potentiel d'employabilité perçu par le salarié, ses responsabilités, le contrôle subjectif sur sa situation, etc. Les études récentes sur le sujet mettent en évidence le risque important d'endogénéité de l'insécurité de l'emploi avec la santé. Ainsi, l'endogénéité causée par une omission de variable corrélée simultanément avec le sentiment d'insécurité de l'emploi et la santé conduirait à mal estimer l'effet causal. Certains traits de personnalité conduiraient simultanément à déclarer un mauvais état de santé et une crainte de perdre son emploi. Le risque de causalité inversée entre l'insécurité de l'emploi et les variables de santé semble aussi plausible : les individus en moins bonne santé pourraient s'auto-sélectionner dans les secteurs où la sécurité du travail est plus fragile. Dans les deux cas, les estimations classiques par moindres carrés, probit ou logit seront biaisées et l'effet causal de l'insécurité de l'emploi sur la santé ne sera pas mesuré.

Plusieurs études économétriques ont déjà mis en évidence les effets négatifs sur de rares indicateurs de santé. A partir des données par pays de l'European working condition survey, l'analyse de Caroli, Godard (2014) par le biais d'une estimation par IVprobit aboutit à démontrer un effet significatif de l'insécurité de l'emploi pour la santé déclarée, la fatigue, les problèmes de peau, les maux de tête et la fatigue visuelle.

Les résultats de notre analyse mettent en évidence un effet significatif négatif de l'insécurité de l'emploi sur la santé déclarée, en accord avec les travaux précédents. La crainte de perdre un emploi dégraderait la note de santé déclarée légèrement après prise en compte de l'endogénéité et contrôle des principales caractéristiques socio-démographiques, de l'environnement de travail, des accidents de la vie courante et maladies chroniques. La santé mentale, mesurée à l'aide du score MHI-5 et de différents indicateurs serait, elle, impactée de façon évidente. L'insécurité de l'emploi augmenterait également la fatigue, notamment psychique, et altérerait le découragement et le sentiment de bonheur.

Plus inquiétant sans doute encore, l'insécurité de l'emploi accroîtrait le renoncement aux soins.

Le stress engendré par l'insécurité de l'emploi a été identifié par la littérature comme un des mécanismes permettant d'expliquer la dégradation de l'état de santé, mentale notamment (Sverke, Hallgren (2002), Hartley et al. (1990)). Une autre explication, évoquée par Caroli, Godard (2014), serait liée à l'épargne de précaution (*precautionary savings*). Les individus craignant de perdre leur emploi pourraient réduire leur consommation et investissement, en santé notamment. Les estimations de l'insécurité de l'emploi sur les taux de recours à différentes spécialités n'ont pas permis de mettre en évidence ce type de comportement.

La réalisation de régressions quantiles sur les variables de santé continues a permis de mettre en évidence l'hétérogénéité des impacts de l'insécurité de l'emploi sur la santé mentale. Les individus déjà en mauvaise santé mentale (troubles dépressifs, anxiété, perte de contrôle, etc.) seraient plus sensibles à la crainte de perdre leur emploi. Ce constat est également partagé par Reichert, Tauchman (2011) qui travaillent sur des données du *German Socioeconomic Panel* (SOEP).

Du point de vue de la littérature en économie de la santé, l'endogénéité de l'insécurité de l'emploi sur les variables de santé, mentale notamment, semble indiscutable. Ce constat est renforcé par l'utilisation, des deux côtés de l'équation, de variables déclaratives. La validité des estimations réalisées par la méthode des variables instrumentales repose sur les deux conditions d'exogénéité et de forte corrélation avec le sentiment d'insécurité de l'emploi. Les statistiques de Fisher obtenues lors des premières étapes des régressions des indicateurs de santé concluent à la force de l'instrument (rejet de l'hypothèse d'instrument faible). Il n'est en revanche pas possible de tester l'hypothèse d'exogénéité de l'instrument du plan de licenciement.

Le plan de licenciement est une variable moins liée aux caractéristiques personnelles des salariés que l'insécurité de l'emploi. Il semble donc relativement exogène et il est peu probable qu'il puisse influencer un état de santé autrement qu'en engendrant un sentiment d'insécurité de l'emploi. Le test de robustesse mené à partir de la population des fonctionnaires, conformément à celui de Reichert, Tauchman (2011), semble confirmer cette hypothèse. Trois arguments viennent néanmoins relativiser son exogénéité.

D'abord, si le plan de licenciement est exogène à un salarié au sein de son entreprise, ce n'est sans doute pas le cas d'un point de vue plus macro- économique. Certains secteurs ou certaines régions

peuvent être plus touchées que d'autres. Ainsi, si les salariés des régions périphériques étaient plus touchés par les plans sociaux et qu'ils disposaient parallèlement d'un accès aux soins plus difficiles, la condition d'exogénéité du plan de licenciement ne serait plus vérifiée. Une auto-sélection des salariés les plus compétents vers les secteurs ou les régions les moins touchés est également à craindre. Si ces derniers sont également en meilleure santé, alors l'exogénéité de la variable du plan de licenciement est encore affaiblie.

Les *licenciements économiques collectifs* sont proposés lorsque l'entreprise rencontre des difficultés (voir encadré plus haut). Lorsque la fermeture de l'entreprise est partielle, l'employeur doit désigner les salariés licenciés selon certains critères. Ces derniers sont établis soit par convention ou autre accord applicable à l'entreprise, soit, en leur absence, par des critères choisis par l'employeur mais préalablement soumis aux représentants du personnel. La direction de l'entreprise doit notamment tenir compte des charges de famille du salarié, de son ancienneté, de facteurs rendant la réinsertion professionnelle plus difficile (âge ou handicap) et enfin, certaines compétences professionnelles. Tout autre facteur discriminatoire ne peut être pris en compte. Ainsi, un employeur n'a par exemple pas le droit de privilégier le licenciement d'un salarié parce qu'il est en temps partiel. L'existence de ces conditions, qui peuvent être liées à des caractéristiques personnelles ou professionnelles non observées, remet en question l'hypothèse d'exogénéité de l'instrument selon laquelle le plan de licenciement est exogène à la santé.

Enfin, la question relative aux plans de licenciement de l'ESPS¹¹ ne concerne que l'entreprise dans lequel le répondant travaille au moment de l'enquête. Ne répondent par l'affirmative que les "survivants" d'un plan ou ceux qui seraient arrivés après la mise en place de ce dernier et qui en auraient eu connaissance. Ainsi, dans l'hypothèse où les personnes ayant anticipé la dégradation de l'activité de l'entreprise (baisse du carnet de commande) seraient parties avant la mise en place d'un plan de licenciement, l'hypothèse d'exogénéité du plan de licenciement peut être remise en cause. Il est en effet probable que ces derniers possèdent des caractéristiques inobservables non prises en compte dans le modèle, comme par exemple s'avérer plus compétents ou plus mobiles. Cette question se pose d'autant plus dans le cadre des plans de départs volontaires qui conduisent les salariés à s'auto-sélectionner. Offrant des conditions de départ plus avantageuses que les autres types de fin de contrat, les salariés moins compétents pourraient être intéressés par ce plan, anticipant un licenciement futur. A l'inverse, les salariés les plus compétents, et donc dont l'insertion sur le marché du travail est théoriquement plus aisée, pourraient profiter de cette occasion pour quitter l'entreprise. Bien qu'il soit difficile de statuer sur le sens de ce biais, la condition d'exogénéité est à relativiser dans le cadre des plans de départ volontaire.

L'intensité de la corrélation entre le plan de licenciement et le sentiment d'insécurité de l'emploi est, à cause de la formulation, potentiellement sous-estimée. Ce serait par exemple le cas pour des salariés qui auraient quitté leur emploi avant d'en retrouver un autre dans une entreprise n'ayant pas formulé de plan de licenciement au cours des douze derniers mois. Ils ne déclareront pas de plan de licenciement (puisque celui-ci doit concerner leur entreprise actuelle), alors même que celui qu'ils ont rencontré précédemment ait pu engendrer une crainte de perdre leur emploi.

¹¹ "Au cours des 12 derniers mois y a-t-il eu un plan de licenciements dans l'établissement où vous travaillez ?"

VI- Conclusion

Cette article fournit des estimations de l'effet causal de l'insécurité de l'emploi sur la santé à partir de données françaises. L'endogénéité du sentiment d'insécurité de l'emploi, et notamment sa causalité inverse potentielle ou sa corrélation avec des variables non observables, est traitée à l'aide de l'instrument du plan de licenciement déclaré dans l'entreprise. Ce travail met en évidence des effets négatifs significatifs de l'insécurité de l'emploi ressentie sur l'état de santé général déclaré et la santé mentale. Ces résultats s'ajoutent à ceux de la littérature en proposant une méthode d'identification rigoureuse et des variables relatives à la santé jusque-là inexplorées (recours aux spécialistes). Une étude plus approfondie des effets de l'insécurité de l'emploi sur la santé mentale impliquerait l'utilisation des données de consommations médicales relatives aux psychotropes. Il s'agit d'un enjeu crucial, la consommation de psychotropes figurant en France parmi les plus importantes au sein des pays développés, relativement à sa population.

Par ailleurs, la difficulté d'identification de l'effet causal de l'insécurité de l'emploi sur la santé, notamment sur des indicateurs déclaratifs, peut aussi être en partie relevée en utilisant des données de panel (Ferrie, 2001 ; Reichert, Tauchman (2011)). Contrairement au premier type de données où insécurité de l'emploi et indicateurs de santé sont déclarés au même moment, une expérience naturelle permettrait d'identifier les effets causaux "purgés" de l'endogénéité.

Bibliographie

Algava E. (2015), « Insécurité de l'emploi et exercice des droits dans le travail. Dares Analyse, décembre

Altonjii, J. G., Elder T.E., Taber C.R. (2005), « An Evaluation of instrumental variable strategies for estimating the effects of catholic schooling » *Journal of Human Resources* 40 (4) : 791-821.

Angrist J.D., Pischke J. S. (2008), *Mostly Harmless Econometrics : An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.

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.

Berwick D. M., Murphy J.M., Goldman P.A., Ware J.E., Barsky A. J., Weinstein M.C. (1991), *Performance of A Five-Item Mental Health Screening Test*. *Medical Care* : 169-176.

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*, n°119-120, pp. 39-64.

Bender, K. A., Economou, A., & Theodossiou, I. (2013). The temporary and permanent effects of unemployment on mortality in Europe. *International Labour Review*, 152(2), 275-286.

Blanchard O., Tirole J. (2003), « Protection de l'emploi et licenciement », *Rapport du CAE*, octobre.

- Blasco S., Brodaty T. (2016), Chômage et santé mentale *Economie et Statistique* 486-487 : 17-44.
- Browning et al. (2006), “Job Displacement and Stress-related Health Outcomes”, *Health Economics*, vol 15, Iss. 10 : 1061-1075.
- Browning M. and Heinesen E. (2012), “Effect of job loss due to plant closure on mortality and hospitalization”, *Journal of Health Economics*, vol. 31, Iss. 4 : 599-616.
- Caroli, E. and Godard, M. (2014). “Does job insecurity deteriorate health?” *Health Economics*, doi: 10.1002/hec.3122.
- Case, A., Lubotsky, D., Paxson, C., (2002). Economic status and health in childhood: The origins of the gradient. *American Economic Review* 92, 1308-1334.
- Cawley J., Ruhm C. J. (2012), The Economics of Risky Health Behaviors, *Handbook of Health Economics* Vol 2 A, chapter 3 : 95-199.
- Charles, K. K., & DeCicca, P. (2008). Local labor market fluctuations and health: is there a connection and for whom?. *Journal of Health Economics*, 27(6), 1532-1550.
- Charozé, C. (2015). Les dispositifs publics d’accompagnement des restructurations en 2013. Les entrées en CSP se stabilisent sur l’année. *Premières informations, premières synthèses*.n°004.
- Classen, T. J., & Dunn, R. A. (2012). The effect of job loss and unemployment duration on suicide risk in the United States: a new look using mass layoffs and unemployment duration. *Health economics*, 21(3), 338-350.
- Clark AE. (2003) “Unemployment as a social norm: psychological evidence from panel data”. *J. Labor Econ.* 2003;21(2):323–351.
- Coile C., Levine P.B., McKnight R. (2012). Recessions, Older Workers, and Longevity: How Long Are Recessions Good For Your Health? *NBER, WP* n°18361.
- Currie, J., Stabile, M., 2003. Socioeconomic status and child health: Why is the relationship stronger for older children? *American Economic Review* 93, 1813-1823.
- Daly, M., & Delaney, L. (2013). The scarring effect of unemployment throughout adulthood on psychological distress at age 50: Estimates controlling for early adulthood distress and childhood psychological factors. *Social Science & Medicine*, 80, 19–23.
- Drydakis N. (2015), The Effect of Unemployment on Self-Reported Health and Mental Health in Greece from 2008 to 2013: A Longitudinal Study Before and During the Financial Crisis. *Social Science and Medicine*, 128: 43-51.
- Duguet E., Le Clainche C. (2017), «The socioeconomic and gender impacts of health events on employment transitions in France: a panel data study “ *mimeo*.”
- García-Gómez, P., Jones, A. M., & Rice, N. (2010). Health Effects on Labour Market Exits and Entries. *Labour Economics*, 17(1), 62-76.
- Gathergood, J. (2013). An Instrumental Variable Approach to Unemployment, Psychological Health and Social Norm Effects. *Health Economics*, 22(6), 643-654.

Geishecker, I. (2012). "Simultaneity Bias in the Analysis of Perceived Job Insecurity and Subjective Well-Being." *Economics Letters* 116(3): 319-321.

Givord, P. (2015). Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques. *Economie & Prévision*, (1), 1-28.

Karasek RA (1979), Job demands, job decision latitude, and mental strain: implications for job redesign. *Administrative Science Quarterly*, 24: 285-308.

Karasek R A, Theorell T. Healthy work: stress, productivity, and the reconstruction of working life. Basic Books, New York, NY, 1990.

Kieselbach, T., Nielsen, K., & Triomphe, C. E. (2010). Psychosocial risks and health effects of restructuring. Brussels: Commission of the European Communities.

Kuhn, A., Lalive, R., & Zweimüller, J. (2009). The public health costs of job loss. *Journal of Health Economics*, 28(6), 1099-1115.

Latif E. (2014), The Impact of Recession on Drinking and Smoking Behaviours in Canada, *Economic Modelling*, vol. 2 : 43-56.

Liu, H., & Zhao, Z. (2014). Parental job loss and children's health: Ten years after the massive layoff of the SOEs' workers in China. *China Economic Review*, 31, 303-319.

Marcus, J. (2013). The effect of unemployment on the mental health of spouses—Evidence from plant closures in Germany. *Journal of Health Economics*, 32(3), 546-558.

McInerney M., Mellor J.M. (2012). Recessions and Seniors' Health, Health Behaviors, and Healthcare Use: Analysis of the Medicare Current Beneficiary Survey. *Journal of Health Economics*, 31 (5) : 744-751.

Nikolova M., Ayhan S. (2016), "Your Spouse is Fired! How Much Do You Care?" *IZA Discussion Paper No. 10411*.

Popovici I., French M. 2013, « Does Unemployment Lead to Greater Alcohol Consumption? », *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society* Vol. 52, Iss. 2 : 444-466, April.

Powdthavee N. University of Bonn; 2012. « Resilience to economic shocks and the long reach of childhood bullying », *IZA Discussion Paper No. 6945*.

Powdthavee, N. and J. Vernoit (2012). The Transferable Scars: A Longitudinal Evidence of Psychological Impact of Past Parental Unemployment on Adolescents in the United Kingdom, Centre for Economic Performance, LSE, CEP Discussion Papers.

Prost C. (2016), "Protection de l'emploi et fonctionnement du marché du travail", *Séminaire Politiques de l'emploi, Interactions de l'économique et du juridique*.

Reichert, A., & Tauchmann, H. (2011). The causal impact of fear of unemployment on psychological health. *Ruhr Economic Paper*, (266).

- Reichert, A., & Tauchmann, H. (2017), Workforce Reduction, Subjective Job Insecurity and Mental Health, *Journal of Economic Behavior and Organization* 133 : 187-212.
- Reine, I., Novo, M., Hammarström A., (2013), “**Unemployment and Ill health - A Gender Analysis: Results from a 14-year Follow-up of the Northern Swedish Cohort**”, *Public Health*, Vol. 127, no 3 : 214-222.
- Ruhm C.J. (2004). Macroeconomic Conditions, Health and Mortality. NBER, WP n°11007.
- Ruhm, C.J. (2005). Healthy Living in Hard Times. *Journal of Health Economics*, 24 (2): 341-363.
- Salm M. (2009), “Does job loss cause ill health?” *Health Economics* [Vol. 18, Iss. 9](#): 1075–1089.
- Schmitz, H. (2011). Why are the Unemployed in Worse Health? The Causal Effect of Unemployment on Health. *Labour Economics*, 18(1), 71-78.
- Schröder, M. (2013). Jobless now, sick later? Investigating the Long-Term Consequences of Involuntary Job Loss on Health. *Advances in life course research*, 18(1), 5-15.
- Signoretto, C. (2015). Les pratiques des employeurs en matière de rupture du CDI. Un nouveau regard sur les règles de protection de l’emploi. *Travail et Emploi*, (142), 69-83.
- Siegrist J, Starke D, Chandola T, Godin I, Marmot M et al. (2004). The measurement of effort-reward imbalance at work: European comparisons. *Soc Sci Med* 58 : 1483-1499
- Sullivan D, von Wachter T. Job Displacement and Mortality: An Analysis Using Administrative Data. *Quarterly Journal of Economics*. 2009; vol. 124(no. 3).
- Swaen GMH Bultmann U., Kant I. Amelsvoort LGPM (2004) “Effects of job insecurity from a workplace closure threat on fatigue and psychological distress” *JOEM* 46. 443-449.
- Terza J.V., Basu A., Rathouz P.J (2008), “ Two-stage residual inclusion estimation : adressing endogeneity in health econometric modelling”. *Journal of Health Economics* 27 (3) : 531-543.
- Van Vuuren T. (1990), Met onslag bedreigd : Werknemers in onzekerheid over hun arbeidsplaats bij veranderingen in de organisatie. VU.
- Veit C. T., Ware J.E. (1983), The Structure of Psychological Distress and Well-Being in General Populations. *Journal of Consulting and Clinical Psychology* 51(5) : 730.
- Witte H.D. (1999), Job Insecurity and Psychological WellBeing : Review of Literature and Exploration of Some Unsolved Issues.”, *European Journal of Work and Organizational Psychology* 8(2) : 155-177.
- Woodridge J.M. (2010), *Econometrics Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press

Annexes

Annexe 1 : Le score de santé mentale Mental health Inventory (MHI)

Le Mental health inventory (MHI) est une échelle de mesure de la détresse psychologique (anxiété, dépression) et du bien-être développée par à destination de la population dans son ensemble. Il est construit à partir du questionnaire SF-36. Composé de 18 items, le MHI a l'avantage de couvrir un large spectre d'émotions et ne s'intéresse pas uniquement aux symptômes de pathologies mentales. Quatre sous-échelles composent la version longue du score MHI : l'anxiété (4 items), la dépression (4 items), le contrôle émotionnel et du comportement (4 items), l'affect positif (5 items) et les liens émotionnels (1 item). Pour chaque item qui le constitue, les participants sont interrogés sur des émotions ressenties au cours du dernier mois .

Cinq à dix minutes sont nécessaires pour la réponse aux questions de la version longue. Une version plus courte, dérivée de la première, utilise les 5 items permettant de mieux reproduire le score de la version à 18 items (les plus corrélés). L'Enquête Santé et Protection Sociale de l'IRDES propose les cinq items sous la forme suivante : "Au cours de ces quatre dernières semaines..."

1. "... Vous êtes vous senti nerveux ?" (Anxiété)
2. "... A quelle fréquence vous êtes-vous senti calme et détendu ?" (Affect positif)
3. "... A quelle fréquence vous vous êtes senti triste et abattu ?" (Dépression)
4. "... A quelle fréquence vous vous êtes senti si découragé que rien ne pouvait vous remonter le moral ?" (Dépression)

La version en 5 items ne se réaliserait qu'en deux à trois minutes et serait tout aussi performante que la version longue.

Annexe 2 : Résultats de la première étape de la méthode instrumentale : régression sur la variable d'insécurité de l'emploi

	(1) Ensemble	(2) CDI	(3) F	(4) H
Plan de licenciement	0.556*** (7.25)	0.596*** (7.46)	0.683*** (5.83)	0.443*** (4.30)
Taille du foyer	0.0118 (0.62)	0.00320 (0.16)	0.0124 (0.39)	0.0216 (0.91)
Age	0.0464*** (3.31)	0.0594*** (3.65)	0.0149 (0.66)	0.0708*** (3.74)
Age au carré	-0.000537*** (-3.36)	-0.000685*** (-3.66)	-0.000239 (-0.94)	-0.000774*** (-3.48)
Femme	-0.0450 (-0.95)	-0.0870 (-1.90)	0 (.)	
Marié, pacsé	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
Divorcé	0.0994 (1.26)	0.0746 (0.92)	0.0694 (0.75)	0.189 (1.29)
Veuf(ve)	0.166 (0.93)	0.227 (1.18)	0.198 (0.96)	0.195 (0.72)
En concubinage	0.119* (1.99)	0.0841 (1.42)	0.156 (1.70)	0.0718 (0.92)
Célibataire	0.0121 (0.17)	-0.00371 (-0.05)	0.0563 (0.48)	0.0114 (0.12)
Sans diplôme ou certificat d'étude	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
BEPC ou équivalent	-0.00759 (-0.09)	-0.0234 (-0.27)	-0.0867 (-0.65)	0.0557 (0.52)
Baccalauréat ou équivalent	-0.0120 (-0.13)	0.0359 (0.38)	-0.102 (-0.73)	0.0669 (0.57)
Etudes supérieures	0.0377 (0.40)	0.0215 (0.22)	-0.0912 (-0.63)	0.139 (1.16)
Autre ou ne sait pas	0.161 (0.68)	0.178 (0.74)	0.0486 (0.17)	0.195 (0.61)
Difficultés financières	0.121** (2.99)	0.110** (2.73)	0.120* (2.02)	0.123* (2.17)
Maladie chronique	0.126** (2.64)	0.0676 (1.43)	0.103 (1.53)	0.136* (2.01)
Secteur public	-0.139 (-1.79)	-0.179* (-2.41)	-0.167 (-1.68)	-0.109 (-0.93)
Ouvrier	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
Employé ou équivalent	0.133* (2.24)	0.170** (2.80)	0.0780 (0.81)	0.123 (1.43)

Prof. intermédiaire ou équivalent	0.0536 (0.81)	0.0333 (0.51)	-0.0352 (-0.30)	0.0958 (1.19)
Cadre ou équivalent	0.0605 (0.88)	0.0418 (0.61)	-0.0694 (-0.57)	0.117 (1.33)
Mauvaises cond. de travail	0.0516*** (3.70)	0.0455** (3.26)	0.0342 (1.63)	0.0695*** (3.70)
Apprend au travail	-0.0701 (-0.79)	-0.0240 (-0.27)	0.0792 (0.65)	-0.215 (-1.70)
Reconnaissance faible	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
Reconnaissance moyenne	-0.207*** (-3.65)	-0.219*** (-3.78)	-0.222** (-2.81)	-0.183* (-2.23)
Reconnaissance élevée	-0.410*** (-6.74)	-0.441*** (-7.31)	-0.451*** (-5.22)	-0.369*** (-4.24)
Pression faible	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
Pression moyenne	0.158*** (3.69)	0.187*** (4.44)	0.135* (2.09)	0.168** (2.91)
Pression forte	0.284*** (4.01)	0.280*** (3.96)	0.224* (2.18)	0.329** (3.28)
Multi-emploi	-0.0209 (-0.21)	-0.0297 (-0.30)	0.0884 (0.75)	-0.282 (-1.60)
Contrat temporaire	0.498*** (6.20)		0.439*** (4.10)	0.502*** (4.21)
Temps partiel	-0.0842 (-1.39)	-0.0420 (-0.70)	-0.149* (-2.23)	0.168 (1.15)
Constante	-1.222*** (-3.69)	-1.450*** (-4.00)	-0.382 (-0.73)	-1.894*** (-4.19)
Observations	2329	2022	1124	1205
Adjusted R ²	0.141	0.140	0.131	0.159

t statistics in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$
