Document d'études

direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques

Numéro 214 Septembre 2017

Insécurité du travail, changements organisationnels et participation des salariés : quel impact sur le risque dépressif ?

Thomas COUTROT (Dares)

DARES
direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques

Sommaire

1 Insécurité socioéconomique et santé : que dit la littérature ?

1,1 Insécurité de l'emploi, insécurité du travail

1,2 Insécurité d'emploi et santé : quels facteurs modérateurs ?

1,3 L'endogénéité du sentiment d'insécurité

2 Les données

3 Insécurité d'emploi : modèles et résultats

3,1 Les modèles

3,2 Résultats concernant les variables exogènes

3,3 Résultats pour la variable endogène (insécurité d'emploi)

4 Information – consultation des salariés : les modèles

4,1 Les variables descriptives sur les changements

4,2 Statistiques descriptives sur l'information-participation

4,3 Les modèles explicatifs des symptômes dépressifs

Conclusion

Annexe 1 : Les changements vécus selon le métier

Annexe 2 : les modèles biprobit pour l'impact de l'insécurité sur la santé mentale

Annexe 3 : les modèles Logit pour l'information, la consultation et la participation aux décisions sur les changements organisationnels

Annexe 4 : le modèle Logit pour l'impact sur la santé mentale de l'information, la consultation et la participation aux décisions sur les changements

Annexe 5 : les modèles Logit pour l'impact sur la santé mentale du type de changement et de la participation aux décisions en fonction du type de changement

Annexe 6: les modèles biprobit pour l'impact de la participation sur la santé mentale

Résumé

L'insécurité socio-économique au travail est l'un des principaux facteurs psychosociaux de risque pour la santé mentale. Il est établi que la crainte de perdre son emploi ou de connaître une dégradation de ses conditions de travail est associée à une santé mentale dégradée, mais peu d'études permettent de tester le sens de la causalité. Cet article se propose dans un premier temps d'examiner l'endogénéité éventuelle de l'insécurité d'emploi par rapport au risque dépressif. Des modèles d'équations simultanées, où la causalité inverse (de la dépression vers l'insécurité) est contrôlée par des variables instrumentales, permettent de conclure que la prise en compte de l'endogénéité ne réduit pas l'impact estimé de l'insécurité sur le risque de dépression.

Dans un second temps, puisque les changements organisationnels apparaissent associés à une forte insécurité et à une santé mentale dégradée, on s'interroge sur le potentiel effet modérateur de la participation aux décisions – ici mesurée par le sentiment du salarié d'avoir « eu une influence sur la mise en œuvre des changements ». Cet effet apparaît très net dans une modélisation simple, mais la participation est elle aussi potentiellement endogène relativement au risque dépressif. La prise en compte de l'endogénéité par des modèles à variable instrumentale accroît l'impact estimé de la participation : celle-ci est en effet plus souvent accordée aux salariés à la santé mentale déjà fragilisée. Octroyer aux salariés un pouvoir d'agir sur les changements organisationnels est une politique efficace de prévention du risque dépressif.

Mots clés : insécurité, participation, changement organisationnel, conditions de travail, santé, dépression.

Le chômage est un facteur prouvé de dégradation de la santé mentale (Warr, 1987 ; McKee-Ryan, Song, Wanberg, Kinicki, 2005 ; Mette, 2015). Pour les personnes en emploi, l'insécurité socioéconomique figure parmi les principales dimensions des facteurs psychosociaux de risque au travail, aux côtés de l'intensité du travail, du manque d'autonomie et de soutien social, de la demande émotionnelle et des conflits éthiques (Gollac, 2011). Selon une enquête d'opinion commanditée par EU-OSHA, l'Agence européenne pour la santé et la sécurité au travail, le premier facteur de stress au travail cité par les salariés européens, avant « la charge de travail », le « harcèlement » ou le « manque de soutien des collègues et des supérieurs », est « la réorganisation du travail ou l'insécurité de l'emploi » (« job reorganization or job insecurity »), (OSHA, 2013). Cette formulation inclut les deux aspects principaux de l'insécurité socioéconomique, la crainte du chômage (insécurité d'emploi) et la peur d'une dégradation des conditions de travail (insécurité du travail)[1].

De très nombreux travaux – mais très peu sur données françaises - montrent le lien négatif entre l'insécurité socio-économique et la santé mentale et physique des travailleurs. La plupart des études sur le sujet établissent des corrélations entre insécurité et santé mentale, sans prendre en compte le potentiel double sens de la causalité : l'insécurité peut dégrader la santé mais une mauvaise santé peut aussi provoquer un sentiment d'insécurité. Dans cette étude nous commençons par évaluer l'impact causal de l'insécurité socioéconomique sur le risque dépressif des salariés en contrôlant ce biais d'endogénéité à l'aide de variables instrumentales.

Cette première étape met en évidence le rôle majeur des changements organisationnels comme facteurs d'insécurité. Les employeurs ont d'importantes marges de manœuvre pour éviter que les changements n'affectent la santé des salariés : pour contribuer au débat sur la prévention des risques psychosociaux, nous examinons dans une deuxième étape dans quelle mesure l'information et la participation des salariés aux changements organisationnels permettent de réduire leur impact sur le risque de dépression, en tenant compte à nouveau de l'endogénéité potentielle de la participation.

1. Insécurité socioéconomique et santé : que dit la littérature ?

1.1 Insécurité de l'emploi, insécurité du travail

L'insécurité socioéconomique ressentie au travail peut porter sur l'emploi – vais-je le conserver ? - ou sur le travail – ses conditions vont elles se dégrader ? Concernant l'insécurité de l'emploi, elle dépend fortement de la nature (temporaire ou durable) du contrat de travail : elle touche davantage les salariés en contrat précaire (intérim, contrat à durée déterminée). Cependant de nombreux salariés en contrat à durée indéterminée sont également concernés, que leur relation d'emploi soit fragilisée pour des motifs économiques ou pour d'autres motifs liés à leur santé, aux rapports avec leurs supérieurs ou leurs collègues... Autrement, dit, l'insécurité d'emploi ne se limite pas à la nature du contrat de travail.

[1] On peut aussi évoquer l'insécurité de la rémunération ou celle qui porte sur les chances de promotion, qui ne sont pas étudiées ici.

Concernant maintenant l'« insécurité du travail » (Paugam, 2001), elle signifie que les salariés peuvent craindre une dégradation importante de leurs conditions de travail, quels que soient leur sécurité ou leur statut d'emploi. Greenhalgh et Rosenblatt (1984, p. 441), dans leur travail pionnier sur l'insécurité de l'emploi, soulignaient déjà que « la perte de certains aspects valorisés du travail est une dimension importante mais souvent négligée de l'insécurité au travail ».

Cette insécurité du travail peut provenir de réorganisations annoncées, par exemple dans le cadre d'un changement organisationnel ou technologique, d'une fusion-acquisition ou d'une réforme administrative (pour les fonctionnaires), et avoir sur les travailleurs des effets similaires à l'insécurité de l'emploi même si l'emploi n'est pas menacé : « les impacts de fermetures d'entreprises, des rationalisations dans le secteur privé ou des privatisations dans le secteur public, sont très similaires à l'impact du chômage » (Ferrie & alii, 1999, p. 61). C'est pourquoi l'étude porte ici sur l'ensemble des salariés, y compris les titulaires de la Fonction publique (ou « fonctionnaires »).

Une littérature abondante établit que l'insécurité d'emploi a des effets négatifs sur la santé mentale (Ferrie, Shipley, Stansfeld, Marmot, 1999 ; Mattiasson, Lindgarde, Nilson, Theorell, 1990 ; Quinlan, Mayhew, Bohle, 2001 ; pour une méta-analyse portant sur 72 articles, voir Sverke & alii, 2002 ; pour une synthèse plus récente, voir Green, 2015). Les études portant sur l'insécurité du travail sont moins nombreuses (Ferrie & alii, 1995 & 1998 ; Viswesvaran & alii, 1999; Pollard, 2001; Wichert, 2002 ; Vahtera & al., 2004 ; A.-S. Hansson & alii, 2008 ; M.G. Baillien & De Witte, 2009 ; Rathelot et Romanello, 2013 ; Bryson & alii, 2013). Ainsi Rathelot et Romanello (2013) étudient l'impact sur la santé mentale des agents d'une restructuration majeure opérée dans la compagnie publique d'électricité EDF, et conclut qu'il est très négatif bien que l'emploi soit statutairement garanti. A.-S. Hansson & alii (2008) montrent une réduction de la présence d'hormone DHEA (« hormone du bien-être ») chez les personnels de santé sujet à des changements organisationnels.

Parmi les mécanismes reliant insécurité et santé, le plus souvent cité est l'impact de l'anxiété générée par l'incertitude sur divers aspects de la santé (cardio-vasculaire, mentale, …). D'autres mécanismes moins étudiés peuvent aussi être à l'œuvre : ainsi les salariés inquiets pour leur emploi ou leur travail renoncent plus souvent à l'exercice de certains droits, concernant notamment les arrêts pour maladie ou les congés, ou peuvent intensifier leurs efforts, négliger les consignes de sécurité et prendre davantage de risques dans leur travail dans l'espoir de préserver leur emploi (Probst, Brubaker, 2001 ; Algava, 2015).

1.2 L'endogénéité du sentiment d'insécurité

Cependant les liens entre insécurité et santé mentale sont complexes et non univoques : l'insécurité peut accroître le risque de dépression, mais en sens inverse, un salarié déjà déprimé, pour des raisons extérieures à son travail, ou à cause d'autres risques psychosociaux qu'il subit dans son travail, peut se sentir fragilisé dans son emploi : la causalité fonctionne donc dans les deux sens (Dekker & Schaufeli, 1995 ; Hellgren, Sverke, 2003 ; Caroli, Godard, 2014 ; Green, 2015). La corrélation observée à un instant donné est donc entachée d'un biais d'endogénéité, du fait qu'à l'instant T, l'état de santé intrinsèque de la personne et son exposition aux risques déterminent à la fois sa santé mentale et son sentiment d'insécurité d'emploi.

Green (2011) utilise des données de panel pour prendre en compte les effets fixes individuels, et montre que l'insécurité d'emploi affecte la santé mentale. Toutefois, cette méthode ne résout pas le

problème de la causalité inverse: une variation exogène de la santé peut accroître l'insécurité d'emploi. Très peu de travaux empiriques s'attaquent réellement à cette question de l'endogénéité de l'insécurité. Selon Caroli et Godard (2014), les rares études qui essaient de le faire (Ferrie & alii, 1995 ; Mandal & alii, 2011 ; Reichert & Tauchmann, 2012) ne sont pas entièrement satisfaisantes, du fait notamment de doutes sur le caractère véritablement exogène des variables instrumentales utilisées. Leur propre méthode identifie l'impact causal grâce aux différences entre les systèmes juridiques de protection de l'emploi entre pays, et aboutit à des résultats intéressants mais limités : l'insécurité d'emploi n'expliquerait que certains symptômes relativement mineurs (migraine, problèmes de peau).

Dans notre étude le biais d'endogénéité est traité à l'aide d'un modèle d'équations simultanées à variable instrumentale ; quatre instruments sont testés : le taux de chômage local, sa croissance sur 10 ans, la baisse de l'emploi et la variabilité de la demande dans le secteur d'activité.

1.3 Insécurité d'emploi et dépression : quels facteurs modérateurs ?

Si l'impact négatif de l'insécurité au travail sur la santé est très abondamment documenté, la littérature est moins riche sur les facteurs modérateurs de cet impact. Bien sûr, traiter le problème à la racine supposerait des politiques publiques destinées à réduire l'insécurité sur le marché du travail, soit en limitant l'instabilité des emplois (par des politiques macroéconomiques de plein-emploi de qualité ou par une régulation du marché du travail qui restreigne l'usage de la flexibilité de l'emploi par les entreprises), soit par des politiques de « flexicurité » qui réduiraient non pas l'instabilité mais son caractère anxiogène, en dotant les salariés de nouvelles ressources et de nouveaux droits (formation qualifiante, revenu garanti, suivi personnalisé,…), ou encore par une combinaison de ces deux types de politiques (Boyer, 2006).

Mais même à politiques publiques inchangées, cadre dans lequel on se place ici, il existe des marges de manœuvre au sein des organisations pour modérer l'impact négatif de l'insécurité sur la santé des travailleurs. La formation professionnelle peut renforcer leur employabilité et donc réduire l'impact anxiogène de l'insécurité (De Cuyper & alii, 2008 ; Silla & alii, 2009). Le sentiment de justice procédurale peut également joue dans le même sens (Brockner, 1990).

Le "contrôle", c'est-à-dire l'influence que les salariés exercent sur leur travail et les changements organisationnels, ressort fréquemment comme le principal facteur modérateur (Bordia & alii, 2004 ; Ferrie & alii, 2005). Le contrôle peut-être collectif, par la présence et l'action syndicale : "job-related anxiety is ameliorated when employees work in a unionized workplace and are involved in the introduction of the changes" (Bryson & alii, 2013). Le soutien social sur le lieu de travail protège aussi les salariés des conséquences des changements (Büssing, 1999 ; Viswesvaran & alii, 1999; Burke & Greenglass, 2001; Wichert, 2002).

Le sentiment de contrôle peut aussi être favorisé au niveau individuel si le management informe et consulte les salariés (Jimmieson & alii, 2004 ; Gagné & alii, 2000 ; Bordia & alii, 2004) : « la participation aux décisions peut court-circuiter les effets néfastes de l'insécurité en permettant aux salariés de dire leur mot sur les changements organisationnels, leur donnant ainsi le sentiment qu'ils ont une certaine maîtrise de leur devenir » (Bordia & alii, 2004). Une interaction est possible entre contrôle collectif et contrôle individuel : selon l'étude de Bryson & alii (20013), la participation des salariés n'est bénéfique pour leur santé que dans les établissements dotés de représentation

syndicale. Toutefois aucune de ces études ne prend en compte la potentielle endogénéité de la participation des salariés, qui est susceptible de biaiser fortement les résultats, notamment si les salariés consultés étaient déjà en meilleure santé avant le changement.

La participation aux décisions a-t-elle un effet modérateur de l'impact des changements organisationnels sur la santé, et lequel ? La réponse à cette question est un enjeu important pour la prévention, car si les managers n'influent qu'à la marge sur le soutien social entre collègues ou la présence syndicale, ils ont le pouvoir de décider ou pas d'informer et de consulter les salariés lors des changements.

2. Les données

L'enquête Conditions de travail 2013, pilotée par la Dares, a été réalisée de septembre 2012 à juin 2013 auprès d'un échantillon représentatif des actifs en emploi[2]. Les enquêtés ont reçu un enquêteur de l'Insee à leur domicile pour un entretien qui durait en moyenne 1 heure, au cours duquel ils fournissaient une description détaillée de leurs conditions de travail, ainsi que des informations sur leur vie familiale, leur carrière professionnelle antérieure et leur santé perçue. Les questions les plus sensibles (portant notamment sur les violences morales au travail et la santé mentale) ont été posées par autoquestionnaire sous casque, où l'enquêté renseignait directement le questionnaire sur la tablette de l'enquêteur. Le taux de réponse a été de 80% : 33 600 travailleurs ont répondu, dont 90% de salariés. On élimine les individus (7% de l'échantillon) qui n'ont pas complété toutes les questions du questionnaire sur le bien-être psychologique (Who 5, cf. infra) ainsi que ceux (5% de l'échantillon) pour lesquels on ne dispose pas des indicateurs synthétiques de risques psychosociaux (Davie, 2015) : on a donc conservé pour cette étude 27 000 salariés.

Une enquête a été réalisée en parallèle auprès des employeurs, à l'aide de deux échantillons d'établissements distincts : 18 000 établissements employeurs des salariés interrogés dans le cadre du premier volet, sous réserve qu'ils emploient au moins 10 salariés ; et 7000 établissements employant au moins un salarié, tirés dans le répertoire Sirene, représentatifs de l'ensemble de l'économie. 60% d'entre eux ont répondu à l'enquête. Ce volet permet de décrire le contexte économique et organisationnel de l'établissement ainsi que les politiques de prévention mises en œuvre contre les risques professionnels. Dans cette étude des variables issues du questionnaire « employeur » seront utilisées en tant que variables instrumentales pour contrôler l'endogénéité des liens entre les variables explicatives et la santé mentale.

En 2013 24% des salariés déclarent « avoir des craintes pour leur emploi dans l'année qui vient » (tableau 1, sur les moyennes des variables explicatives). Ce sentiment d'insécurité dépend bien sûr du statut d'emploi : il concerne 45% des salariés en contrat précaire (CDD, intérim), mais 10% des fonctionnaires.

Du côté de la mesure de la santé perçue, l'enquête Conditions de travail 2013 permet de construire 3 indicateurs :

[2] Tous les détails techniques concernant l'enquête (questionnaire, plan de sondage, taux de réponse, méthodes de redressement, etc) sont consultables sur la page web de l'enquête sur le site de la Dares, dares.travail-emploi.gouv.fr/dares-etudes-et-statistiques/enquetes-de-a-a-z/article/conditions-de-travail-edition-2013

- la « santé altérée » : à la question « comment est votre état de santé général ? », le travailleur répond « moyen », « mauvais » ou « très mauvais »;

- la « limitation d'activité » : il répond « oui » à la question « êtes-vous limité(e) depuis au moins 6 mois, à cause d'un problème de santé, dans les activités que les gens font habituellement ? » ;

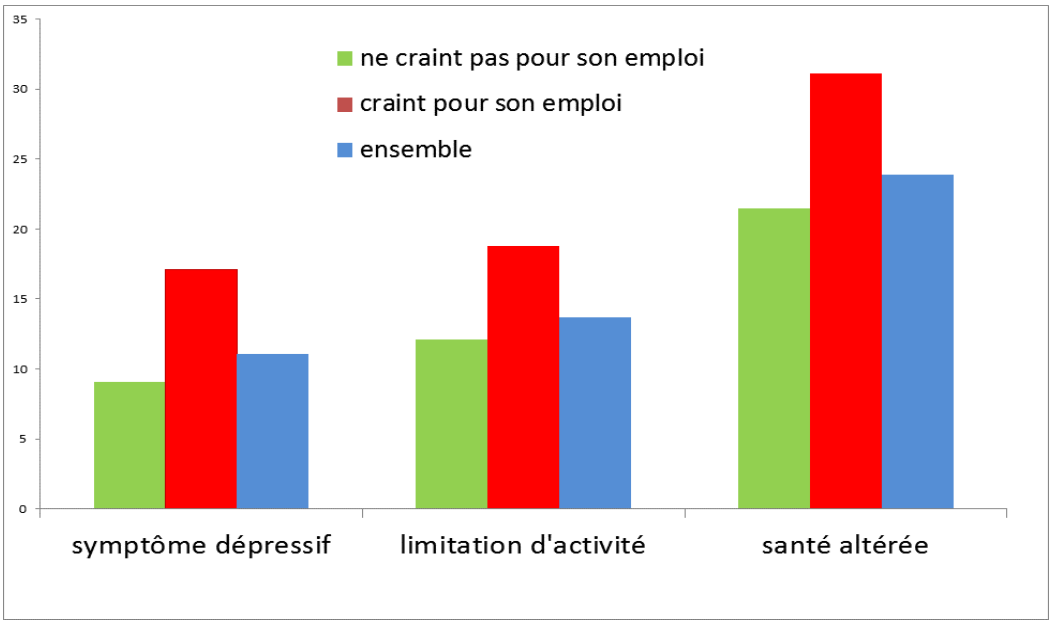
- le « symptôme dépressif » : son score de bien-être psychologique est inférieur ou égal à 32. Le WHO 5 (questionnaire validé élaboré par l'OMS), qui comporte 5 questions, est un indice de santé mentale positive, et le seuil de 32 correspond à un symptôme dépressif modéré (Krieger & alii, 2014 ; Topp & alii, 2015).

Les salariés en insécurité signalent un état de santé nettement moins bon que les autres pour chacun de ces trois indicateurs (graphique 1).

Outre le statut d'emploi les autres variables explicatives sont le sexe (les femmes reportent en général une santé perçue moins favorable que les hommes), la catégorie socio-professionnelle (les ouvriers signalent une moins bonne santé que les cadres), la santé physique (une limitation d'activité influence à la fois la crainte de perdre son emploi et la santé mentale), l'expérience antérieure d'une période de chômage d'au moins un an (qui peut avoir laissé des traces sur la santé mentale mais aussi accroître l'inquiétude de perdre son emploi), ainsi que l'employabilité (le salarié répond « oui » à la question « si vous deviez perdre ou quitter votre emploi actuel, vous serait-il facile de retrouver un emploi avec un salaire, une rémunération similaire ? »).

Graphique 1

Un état de santé dégradé pour les salariés qui craignent pour leur emploi



Champ : salariés ayant répondu à l'autoquestionnaire. Source : enquête Conditions de travail 2013
Lecture : 9% des salariés qui ne craignent pas pour leur emploi signalent un symptôme dépressif, contre 17% de ceux qui craignent pour leur emploi et 11% de l'ensemble des salariés.

Tableau 1 : statistiques descriptives des variables explicatives

N=27 046	Femmes	Hommes	Ensemble
Jeune (15-29 ans)	19%	20%	20%
Agé (50 ans et +)	28%	26%	27%
CSP (ouvrier)	10%	38%	24%
CSP (cadre)	16%	22%	19%
Statut (Fonctionnaire)	21%	14%	17%
Ancienneté supérieure à 10 ans	49%	48%	48%
Contrat à durée déterminée, intérim	12%	12%	12%
Expérience du chômage de longue durée (>= 1 an)	28%	21%	25%
Craint pour son emploi dans les 12 mois à venir	24%	25%	24%
Employabilité	37%	35%	36%
Marié	48%	50%	49%
Au moins un enfant mineur à charge	46%	44%	45%
Au moins 2 changements récents dans le travail	23%	22%	22%

Champ : salariés ayant répondu à l'autoquestionnaire (score Who 5 de santé mentale)
Source : enquête Conditions de travail 2013
Lecture : 19% des femmes salariées ont entre 15 et 29 ans.

Les changements qui ont « fortement modifié l'environnement de travail » du salarié au cours des 12 mois précédant l'enquête peuvent expliquer l'insécurité ressentie. 21% des salariés citent un changement dans « l'organisation du travail au sein de l'établissement », 15% « dans les techniques utilisées », 14% une « restructuration ou déménagement de l'établissement », 14% un « rachat ou changement dans l'équipe de direction », 5% un « plan de licenciements » et 7% un « autre changement »[3]. Globalement 61% des salariés ne signalent aucun de ces changements, qualifiés ici de « changements importants » ou de « changements organisationnels » dans leur établissement, tandis que 18% en signalent un, 12% deux et 9% trois ou plus.

Enfin, on prend aussi en compte l'ancienneté dans l'entreprise, le statut marital et le nombre d'enfants mineurs à charge : ces variables peuvent influencer la santé mentale mais aussi la crainte de perdre son emploi car selon le Code du travail, l'ancienneté et les « charges familiales » sont prises en compte pour déterminer l'ordre des licenciements en cas de difficultés économiques.

[3] Le « changement de poste de travail », cité par 16% des salariés, n'est pas ici pris en compte dans la mesure où l'on ne sait pas s'il a été subi ou choisi par le salarié. En pratique, il n'est pas corrélé au risque dépressif, à la différence de tous les autres changements.

3. Insécurité d'emploi : modèles et résultats

3.1 Les modèles

Un premier modèle Logit « naïf » explique le symptôme dépressif par la crainte pour son emploi et diverses variables de contrôle[4] (Tableau 2). L'odd-ratio associé à l'insécurité d'emploi est proche de 2.

Tableau 2 : modèle Logit simple pour le lien entre insécurité et dépression

var. expliquée = symptôme dépressif	Odds-ratios
Insécurité d'emploi ressentie	**1,98*** **
2 changements importants sur 12 mois	1,52***
Limitation d'activité	2,30***
Expérience du chômage de longue durée	1,20***
Employabilité	0,92**
Sexe (réf. : homme)	1,34***
Marié	0,71***
Au moins 1 enfant mineur	0,94*
Ancienneté > 10 ans	1,25***
CSP (réf. : non ouvrier)	1,29***
Fonctionnaire (réf. : CDI)	Ns
CDD – intérim (réf. : CDI)	0,68***
% convergents	65%
Taille de l'échantillon	27 046

Champ : salariés ayant répondu à l'autoquestionnaire ; Source : enquête Conditions de travail 2013
Note de lecture : par rapport à la situation de référence, l'insécurité d'emploi augmente d'un facteur 1,98 la probabilité que le score de santé mentale Who 5 soit inférieur ou égal à 32, indicateur d'un symptôme dépressif.

Pour prendre en compte l'endogénéité qui pourrait affecter la relation entre insécurité d'emploi ressentie et le symptôme dépressif, et compte-tenu de la nature binaire des variables expliquée (symptôme dépressif) et explicative (insécurité d'emploi), on utilise un modèle Biprobit d'équations simultanées à variable instrumentale (Tableau 3).

[4] Ces variables sont le sexe, la catégorie socio-professionnelle, le statut d'emploi (à durée déterminée, en intérim), l'expérience du chômage (avoir vécu au moins une année de chômage au cours de la carrière), l'employabilité (« pouvoir retrouver facilement un emploi de même niveau de rémunération en cas de perte de l'emploi actuel »), l'ancienneté, les changements récents dans le travail (cf. infra), le statut marital, le nombre d'enfants.

$$Deprim_i = \alpha_1 + Insécu_i\delta + X_i\beta_1 + \varepsilon_{1i}$$

$$Insécu_i = \alpha_2 + W_i\beta_2 + X_i\beta_3 + \varepsilon_{2i}$$

Dans lequel :

$Deprim_i$ est la probabilité de reporter un symptôme dépressif

$Insécu_i$ est la probabilité de ressentir le risque de perdre son emploi dans l'année à venir

W_i est une variable instrumentale permettant d'identifier le sentiment d'insécurité d'emploi.

X_i est un vecteur représentant des caractéristiques individuelles, du ménage et du dernier emploi exercé, explicatives de la santé mentale et du sentiment d'insécurité (cf. tableau 1).

$\beta_1, \beta_2, \beta_3, \delta$ sont les paramètres que nous souhaitons estimer.

La variable instrumentale, pour permettre l'identification correcte de la relation causale entre insécurité et santé, doit être exogène par rapport à la santé : elle doit expliquer le sentiment d'insécurité mais pas directement le symptôme dépressif des salariés.

Quatre variables vérifiant ces propriétés ont été retenues et successivement testées :

- une variable dichotomique indiquant que le taux de chômage de la zone d'emploi où réside le salarié [5] est supérieur ou égal à 13 % (ce qui concerne 19 % des salariés de l'échantillon); tout comme pour les variables suivantes, on peut supposer qu'un chômage élevé dans l'environnement immédiat reflète un contexte inquiétant pour le salarié mais n'a pas d'autre impact direct sur sa santé mentale;

- une variable dichotomique indiquant que le taux de chômage de la zone d'emploi a fortement augmenté depuis 10 ans (il dépasse en 2013 d'au moins 60 % le niveau moyen 2003-2013, ce qui concerne 13% des salariés de l'échantillon);

- une variable dichotomique indiquant que le secteur dans lequel travaille le salarié est particulièrement soumis à des fluctuations d'activité d'une année sur l'autre[6] selon les employeurs interrogés (ce qui concerne 20% des salariés de l'échantillon).

- une variable dichotomique indiquant que le secteur d'activité dans lequel travaille le salarié est particulièrement concerné par des réductions importantes d'effectifs[7] selon les employeurs interrogés (ce qui concerne 30% des salariés de l'échantillon).

[5] Soit 36 zones d'emploi sur 217 zones d'emploi comprenant plus de 10 salariés enquêtés par l'enquête CT 2013, sur les 321 zones en France. Source : https://www.insee.fr/fr/statistiques/1893230

[6] Soit 28 secteurs sur 88, pour lesquels plus de 30% des établissements enquêtés ont répondu « oui » à la question « l'activité de votre établissement connaît-il des fluctuations annuelles ».

[7] Soit 24 secteurs sur 88, pour lesquels plus de 30% des établissements enquêtés ont répondu « au cours des 12 derniers mois, l'effectif de l'établissement a diminué ».

Rho (ρ) est la corrélation entre $\varepsilon_{1i} et \varepsilon_{2i}$ qui suit une distribution de la loi normale. Si (ρ) n'est pas significatif, le modèle probit univarié fournit des estimateurs non biaisés et est suffisant dans l'explication des liens entre santé mentale et insécurité d'emploi.

Si à l'inverse la corrélation est significativement différente de 0, ignorer l'endogénéité de la variable considérée conduit à une estimation biaisée des paramètres. Une corrélation négative signifie que certaines caractéristiques inobservées agissent en sens opposé sur les probabilités de ressentir une insécurité d'emploi et d'avoir un symptôme dépressif, et que l'estimation par un modèle probit simple sous-estime donc l'incidence de l'insécurité sur la santé mentale. Par exemple, les individus dotés d'une faible aversion au risque peuvent à la fois faire des choix de carrière plus aventureux – donc privilégier des emplois instables mais particulièrement intéressants ou bien rémunérés – et être de façon générale moins sujets à un symptôme dépressif que des individus réticents au risque.

3.2 Résultats concernant les variables exogènes

L'équation expliquant l'insécurité confirme que les femmes, les ouvriers et les salariés en statut précaire (au contraire des fonctionnaires) ressentent plus fortement l'insécurité de l'emploi (Annexe 2). Comme prévu, avoir connu le chômage de longue durée augmente l'insécurité, mais l'employabilité la réduit. Avoir une forte ancienneté et être marié sont des facteurs qui réduisent l'insécurité ; en revanche avoir des enfants mineurs à charge l'accroît. Les salariés exposés à des changements importants au cours des 12 derniers mois sont eux aussi plus inquiets pour leur emploi.

Dans l'équation concernant le risque dépressif les salariés en CDD et intérim apparaissent aller mieux que les autres, lorsqu'on neutralise l'effet de l'insécurité d'emploi. Ce résultat est classique à court terme et reflète un effet de sélection différentiel entre travailleurs stables et instables : « l'effet du travailleur sain » joue plus fortement pour les salariés précaires, dont les contrats sont renouvelés beaucoup plus souvent que pour les salariés à statut plus stable (Virtanen & alii, 2005). A long terme en revanche, la précarité de l'emploi se révèle préjudiciable : "while temporary workers are initially selected for good health, they generally have poorer mental and physical health, including increased premature mortality, in the long term" (Ferrie & alii, 2008). En outre, la littérature a établi que l'insécurité de l'emploi est moins pathogène pour les salariés en contrats temporaires, qui ont pour partie intériorisé leur précarité (De Witte, Naswall, 2003 ; Origo, Pagani, 2009).

On remarque également que les fonctionnaires ne se distinguent pas dans le modèle « naïf » mais apparaissent plus dépressifs après contrôle de l'endogénéité.

3.3 Résultats sur la variable endogène (sentiment d'insécurité)

Le principal enseignement de la deuxième équation est que l'insécurité d'emploi continue à être fortement significative pour expliquer le risque dépressif même lorsqu'on tente de prendre en compte la causalité inverse (tableau 3 qui résume les équations présentées en Annexe 2). Les instruments semblent de bonne qualité : ils sont nettement significatifs dans la deuxième équation (hormis la croissance du taux de chômage qui n'est significative qu'au seuil de 10%).

Le (ρ) est négatif mais pas significatif : l'endogénéité n'est pas suffisamment forte pour biaiser l'estimation « naïve » du lien entre insécurité et symptôme dépressif. Les coefficients de l'insécurité

d'emploi dans les équations 1 à 4 (qui vont de 0,41 à 0,54) semblent plus élevés que celui du modèle simple (0,37) mais leurs écarts-types montrent qu'ils n'en diffèrent pas significativement.

Pour étudier les différences selon le genre, ces modèles ont été calculés (sur le modèle avec les fluctuations sectorielles de l'activité) pour chaque sexe : le coefficient (0,60) n'est significatif que pour les hommes, tandis que celui de l'équation limitée aux femmes (0,43) n'est plus significatif. Ce résultat rejoint ceux classiquement trouvés concernant l'impact du chômage sur la santé mentale (Mette, 2015).

Calculé pour les seuls fonctionnaires, le modèle décrivant l'impact causal de l'insécurité fournit un coefficient d'une ampleur un peu accrue (0,72). Autrement dit, si les fonctionnaires craignent moins souvent pour leur emploi, les conséquences peuvent être plus importantes sur leur santé mentale.

Tableau 3 : Modèles d'équations simultanées (biprobit) expliquant l'impact de l'insécurité d'emploi sur le risque dépressif

	Modèle 0 probit simple	Modèle 1 (V.I.= fort taux de chômage local)	Modèle 2 (V.I.= forte hausse du chômage local)	Modèle 3 (V.I.=secteur avec fluctuations conjonct.)	Modèle 4 (V.I= secteur avec baisse d'effectifs)
1ère équation : var. expliquée = craindre pour son emploi Variable instrumentale	-	0,08**	0,05*	0,13***	0,12***
2è équation : var. expliquée = symptôme dépressif Craindre pour son emploi	0,37***	0,45**	0,48**	0,54***	0,41*
Ecart-type du coefficient	0,02	0,22	0,23	0,20	0,24
Rhô	-	-0,07 ns	-0,08 ns	-0,12 ns	-0,05 ns

Source : enquête Conditions de travail 2013 ; champ : salariés.
Note : Les modèles complets figurent en annexe 2. Coefficients significatifs au seuil de 1% (***), de 5% (**) et de 10% (*).

4. Information – consultation des salariés : les modèles

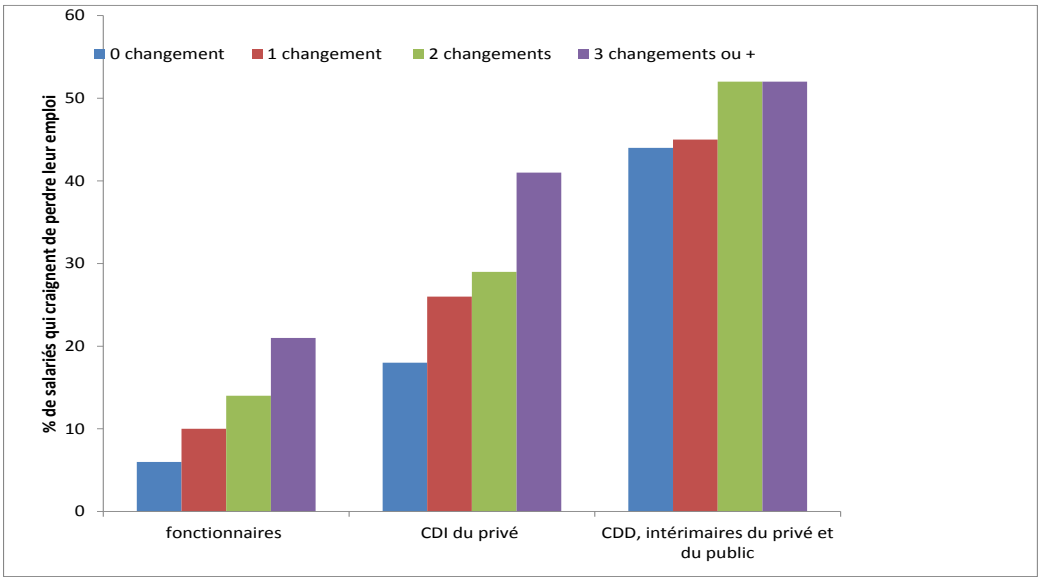
Les changements organisationnels contribuent de façon importante à la fois à l'insécurité d'emploi et au risque dépressif. Nous allons examiner maintenant dans quelle mesure l'information et la participation des salariés aux changements organisationnels permettent de modérer l'impact de ceux-ci sur la santé mentale.

4.1 Les variables descriptives sur les changements

Parmi les métiers les plus touchés par les changements (au sens d'en avoir vécu au moins 2, Annexe 1), on trouve les professionnels de la communication et de l'information, les techniciens et agents de maîtrise des industries de *process*, les employés, techniciens et cadres de la banque et des assurances.

Quel que soit leur statut, fonctionnaire, CDI ou précaire, les salariés ressentent d'autant plus fortement l'insécurité que leur « environnement de travail a été fortement modifié au cours des douze derniers mois » par divers changements (graphique 2). Ainsi les fonctionnaires qui ont connu au moins 3 changements dans l'année précédant l'enquête sont plus nombreux (21%) à « avoir des craintes pour leur emploi » dans l'année qui vient que les salariés en CDI qui n'ont connu aucun changement (18%) ; quant aux salariés du secteur privé qui bénéficient d'un CDI mais ont vécu 3 changements ou plus, ils sont presque aussi nombreux (41%) que les salariés en CDD ou en intérim n'ayant pas vécu de changements (45%) à craindre pour leur emploi. Pour les fonctionnaires, la « crainte pour l'emploi » n'est pas liée au chômage mais à la perspective d'une mutation forcée ou d'une dégradation de la qualité de l'emploi du fait des restructurations du secteur public.

Graphique 2 : Les changements organisationnels perçus par les salariés, facteur majeur d'insécurité



Lecture : 7 % des fonctionnaires n'ayant pas connu de changement important craignent pour leur emploi, contre 21 % de ceux ayant connu 3 changements ou plus.

Champ : salariés répondants à l'autoquestionnaire.

Source : enquête Conditions de travail 2013.

4.2 Statistiques descriptives sur l'information / participation

39% des salariés ont vu leur « environnement de travail fortement modifié » par au moins un changement au cours des 12 derniers mois. Parmi eux, 57% estiment avoir reçu une information « suffisante et adaptée au moment de ces changements », 37% disent avoir été « consultés au moment de ces changements » et 18% ont eu « l'impression d'avoir une influence sur la mise en œuvre de ces changements » (on parlera de salariés « écoutés »).

L'enquête permet de caractériser différents types de changements. Ceux qui concernent les technologies employées sont les plus souvent associés à une consultation (50%) et à une prise en compte des attentes des salariés (25%), avec les changements dans l'organisation du travail (respectivement 42 et 22%). C'est en revanche beaucoup plus rare dans le cas des « plans de licenciements » (respectivement 23% et 8%) et surtout des « rachats ou changements dans l'équipe de direction » (respectivement 15% et 4%)[8].

Au total, parmi les salariés qui ont connu des changements importants dans leur travail, 36% déclarent ne pas avoir été informés correctement ni consultés ; 28% ont été bien informés mais pas consultés ; 18% ont été consultés mais pas écoutés ; et 17% ont été consultés et écoutés.

Des modèles *Logit* calculés sur la population des salariés ayant déclaré un changement important permettent de décrire les facteurs associés à l'information, à la consultation et à la participation des salariés aux changements (graphique 3 et Annexe 3). Les salariés des petits établissements (moins de 10 salariés) disent moins souvent avoir été suffisamment informés des changements (Odd-Ratio de 0,89[9]). En revanche, ils sont plus souvent consultés (OR=1,20) et écoutés (OR=1,59) que dans les établissements plus grands. A l'inverse les salariés couverts par un CHSCT signalent plus souvent (OR=1,15) avoir été informés, sont aussi nombreux à avoir été consultés mais moins nombreux (OR=0,79) à estimer avoir été « écoutés » (Annexe 3). Tout se passe comme si la représentation collective sur les questions de santé au travail améliorait l'information mais réduisait la prise en compte des attentes individuelles des salariés : il y aurait substitution de la 'voice' collective à la 'voice' individuelle.

Les cadres, plus proches des niveaux de décision, sont mieux informés (OR=1,24), plus consultés (OR=1,19) et surtout plus « écoutés » (OR=1,56) que les autres catégories de salariés. Les salariés les

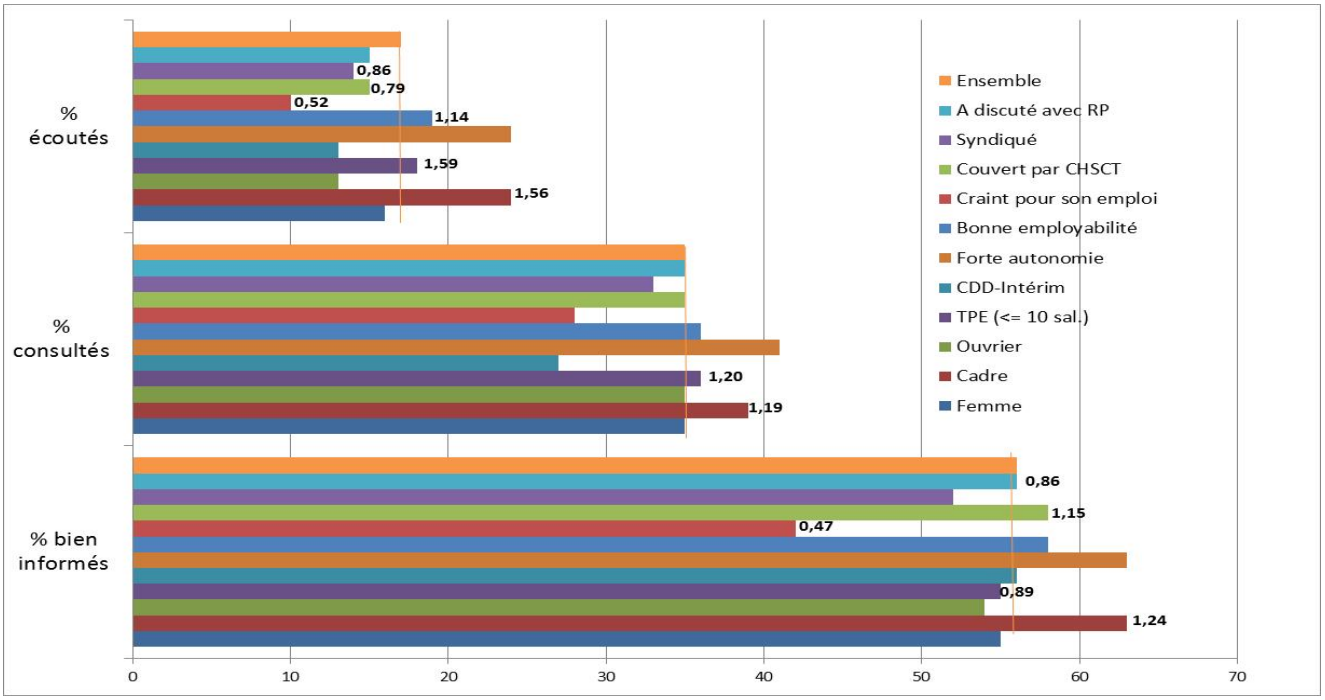
[8] Ces chiffres doivent être interprétés avec prudence et ne donnent que des ordres de grandeur, car ils sont calculés pour les salariés qui ne signalent qu'un seul changement important (soit moins de la moitié des salariés qui signalent au moins un changement). En effet les questions sur la participation sont posées à propos de l'ensemble des changements vécus : lorsqu'il y en a plusieurs il est impossible de savoir auquel ils se réfèrent.

[9] Dans des modèles logit expliquant la probabilité d'avoir été informé (ou d'avoir été écouté) par les caractéristiques suivantes : secteur, taille de l'établissement, présence de CHSCT, sexe, âge, diplôme, CSP, être membre d'un syndicat, avoir discuté du travail avec un représentant du personnel au cours des 12 derniers mois, craindre pour son emploi, disposer d'une faible autonomie (Annexe 3).

moins autonomes[10] se disent en revanche beaucoup moins souvent informés, consultés et écoutés que les autres.

Craindre pour son emploi affaiblit très clairement la probabilité d'être bien informé (OR=0,47) et d'être écouté (OR=0,52). Cependant, si les titulaires de contrats courts sont moins nombreux (OR=0,70) à estimer avoir été consultés en cas de changement, ils ne se disent pas moins souvent écoutés, toutes choses égales par ailleurs. C'est l'inverse pour les femmes : elles ne sont pas moins souvent consultées, mais s'estiment alors moins souvent écoutées (OR=0,85).

Graphique 3 : Proportion de salariés bien informés, consultés et écoutés selon leurs caractéristiques individuelles



Dares-Drees-DGAFP-Insee, enquête Conditions de travail 2013. Champ : salariés ayant connu au moins un changement important sur les 12 mois précédant l'enquête, France entière.

Note de lecture : 63% des cadres estiment avoir été bien informés sur les changements, soit un odd-ratio de 1,24 dans une modélisation logistique expliquant le fait d'avoir été bien informé par les caractéristiques du salarié. Tous les odd-ratios indiqués sont significatifs au seuil de 5%.

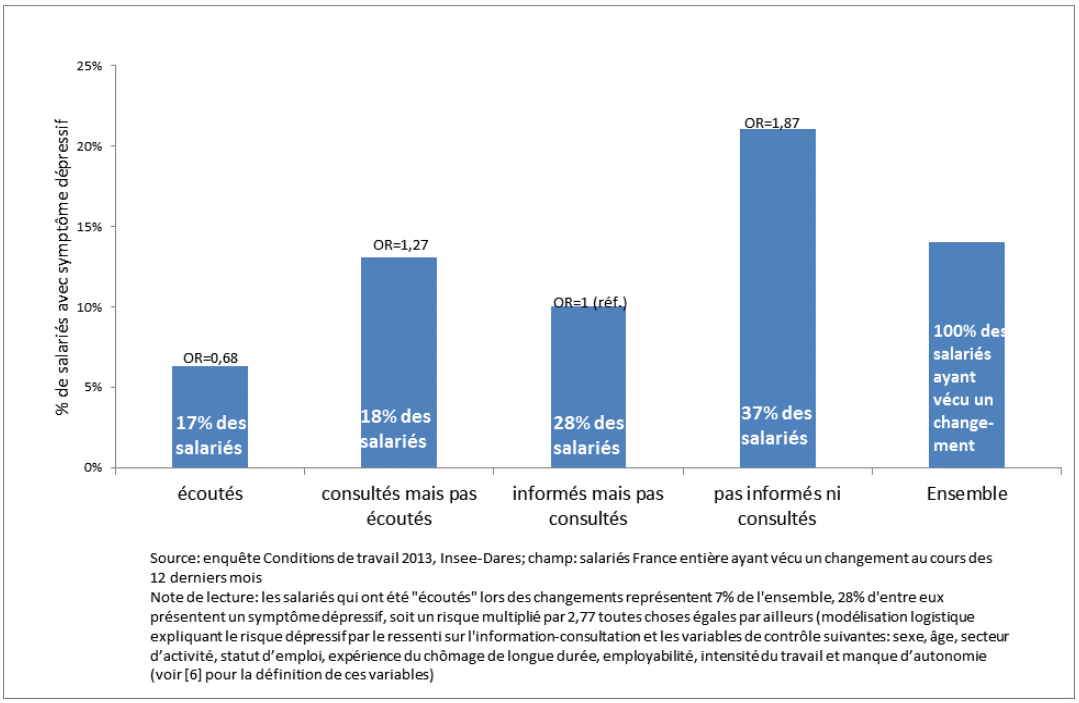
12% des salariés disent être adhérents d'un syndicat : en cas de changement organisationnel, ils se disent moins souvent bien informés (OR=0,91) et, quand ils ont été consultés, sont moins nombreux (OR=0,86) à se sentir écoutés. 27% des salariés (dont un quart de syndiqués) ont discuté au cours des 12 derniers mois de leurs conditions de travail avec un représentant du personnel : s'ils s'estiment moins informés (OR=0,86), ils ne disent pas moins souvent avoir influencé les décisions. En revanche,

[10] Il s'agit ici des salariés dont l'indicateur synthétique de manque d'autonomie se situe dans le quartile supérieur de la distribution. Cet indicateur synthétique est construit à partir de 16 questions portant sur la répétitivité, les marges de manoeuvre, les possibilités de développement, etc… (Davie, 2015).

les salariés qui jugent avoir une bonne employabilité disent plus souvent (OR=1,14) avoir été écoutés lors des changements : on peut faire l'hypothèse que, dans certains cas, leur employeur a cherché à limiter le risque de démission.

Concernant la santé mentale, les salariés qui ont connu un changement important signalent plus souvent un symptôme dépressif (14% contre 11% pour l'ensemble). Mais l'information et la consultation importent : 21% de ceux qui n'ont été ni informés ni consultés ont un symptôme dépressif, contre 10% de ceux qui ont été bien informés mais pas consultés, 13% de ceux qui ont été consultés mais pas écoutés, et enfin 6% de ceux qui ont été consultés et écoutés (graphique 4).

Graphique 4 : proportion de salariés avec un symptôme dépressif selon leur information et participation aux changements



Source: enquête Conditions de travail 2013, Insee-Dares; champ: salariés France entière ayant vécu un changement au cours des 12 derniers mois
Note de lecture: les salariés qui ont été "écoutés" lors des changements représentent 7% de l'ensemble, 28% d'entre eux présentent un symptôme dépressif, soit un risque multiplié par 2,77 toutes choses égales par ailleurs (modélisation logistique expliquant le risque dépressif par le ressenti sur l'information-consultation et les variables de contrôle suivantes: sexe, âge, secteur d'activité, statut d'emploi, expérience du chômage de longue durée, employabilité, intensité du travail et manque d'autonomie (voir [6] pour la définition de ces variables)

4.3 Les modèles explicatifs des symptômes dépressifs

- Logits simples :

On calcule tout d'abord un modèle Logit (Annexe 4, 1ère colonne) limité aux salariés ayant vécu au moins un changement important, et expliquant la probabilité de connaître un symptôme dépressif avec les variables de contrôle déjà évoquées (sexe, CSP, statut d'emploi, limitation d'activité, expérience du chômage, employabilité), par rapport à une situation de référence où le salarié a été correctement informé mais pas consulté.

Estimer ne pas avoir été suffisamment informé ni consulté est associé à un risque dépressif très fortement accru (OR=1,87). Avoir été consulté, mais pas écouté est encore associé à une dégradation (OR=1,27) : il vaut mieux se contenter d'informer les salariés sans les consulter, si l'on n'a pas

l'intention ou la possibilité de prendre en compte leur avis. La situation préférable est bien sûr celle des salariés qui se sentent écoutés après avoir été consultés (OR=0,68).

Les résultats sont quasiment identiques si l'on calcule le modèle sur l'ensemble des salariés, ayant ou non vécu un changement important au cours des 12 derniers mois : si l'on prend comme référence la situation d'absence de changement (Annexe 4, 2è colonne), avoir subi un changement sans information suffisante ni consultation est délétère (OR=2,0). Avoir été informé mais pas consulté ne diffère pas significativement de la situation de référence (absence de changement), tandis qu'avoir été consulté mais pas écouté accroit le risque dépressif (OR=1,37), et qu'avoir été consulté et écouté le réduit (OR=0,75).

L'impact sur la santé mentale du changement, et du processus de participation qui lui est ou non associé, est-il le même quel que soit le type de changement ? On peut supposer que le salarié sera plus impacté par un changement qui le touche directement (concernant l'organisation du travail ou les techniques employées) que par un changement plus global (plan de licenciements - qui ne l'a pas concerné puisqu'il / elle est encore là -, changement de direction générale, restructuration / déménagement), et que sa participation à ces changements « de proximité » sera plus importante pour elle/lui.

Une deuxième série de modèles Logit (Annexe 5, modèles 2 à 7, calculés chacun sur le champ des salariés ayant signalé l'un des 6 types de changements) permet de différencier les impacts sur le risque dépressif du changement et de la participation selon le type de changement : le changement « dans l'organisation du travail au sein de l'établissement » est associé à une risque dépressif accru (OR=1,55) mais le sentiment d'avoir été écouté réduit fortement ce risque (OR=0,37). Le changement d'ordre technique, lui, est plutôt bénéfique pour la santé mentale (OR=0,82), d'autant plus que le salarié a influencé la décision (OR=0,42). Les autres types de changements signalés (restructuration, plan de licenciement, changement de direction, autre) n'ont pas de lien avec la santé mentale. La participation du salarié à ces types de changement semble réduire le risque dépressif, mais à la différence des deux résultats précédents concernant l'organisation du travail et la technologie, ces résultats ne sont pas robustes quand on restreint le champ aux salariés n'ayant déclaré qu'un seul type de changement[11].

- Méthode d'appariement :

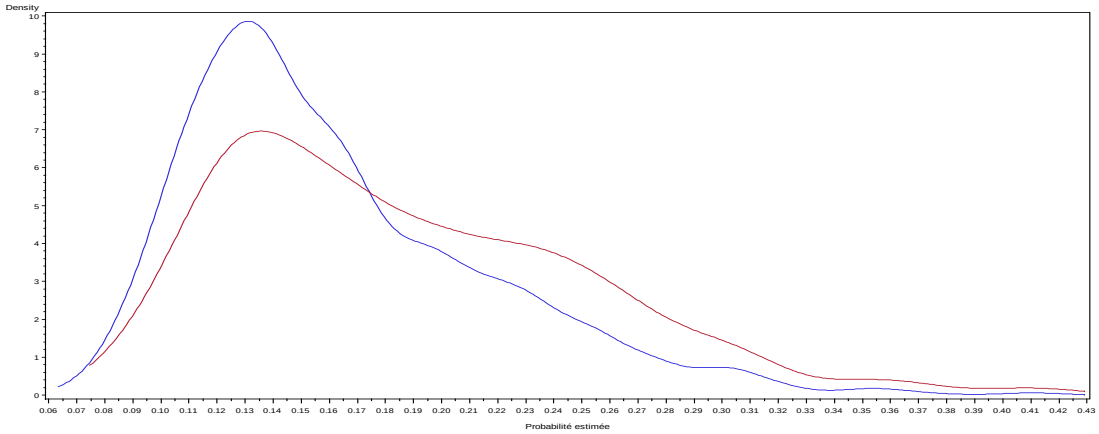
Pour mieux prendre en compte les possibles interactions entre variables explicatives, on a évalué l'impact de la participation aux changements (avoir été « écouté ») par un modèle d'appariement. Dans une première étape, est calculé un score de propension, c'est-à-dire la probabilité d'avoir été « écouté » lors du changement, en fonction des variables exogènes pertinentes repérées ci-dessus (taille d'établissement, présence de CHS-CT, sexe, CSP, statut d'emploi, limitation d'activité, employabilité, syndicalisation, discussion avec un représentant du personnel) (Graphique 5). Puis on constitue des paires de salariés ayant le même score mais dont l'un a effectivement été écouté, et

[11] Cela signifie que si la participation au changement semble réduire le risque dépressif en cas (par exemple) de plan de licenciement, cette participation concerne probablement un autre changement signalé par le salarié (voir note 7).

l'autre non. On compare alors la santé mentale des salariés écoutés et de leurs « jumeaux » qui ne l'ont pas été (tableau 4).

Alors que la différence des fréquences (non pondérées) de symptôme dépressif entre les salariés écoutés et ceux non écoutés est de 7,5 points, la différence corrigée par appariement est encore de 5,3 points ; si ces personnes ayant vécu un changement d'organisation avaient été écoutées, on aurait réduit de 36% la part d'entre elles ayant connu un symptôme dépressif.

Graphique 5 : scores de propension pour les salariés écoutés (en rouge) et non écoutés (en bleu)



Source : Enquête Conditions de travail 2013 ; Champ : salariés ayant connu au moins un changement important au cours des 12 derniers mois.
Note : résultats d'un modèle d'appariement sur la probabilité d'être écouté lors d'une consultation sur le changement organisationnel.

Tableau 4 : Impact sur la santé mentale de la participation aux changements, selon la méthode d'appariement par le score de propension

	En % de salariés avec symptôme dépressif
% déprimés chez salariés « écoutés »	7,1
% déprimés chez salariés non « écoutés »	14,6
Différence brute	-7,5
Différence corrigée	-5,3
impact de la participation aux changements sur le risque dépressif	-36%*

Source : Enquête Conditions de travail 2013.
Champ : salariés ayant connu au moins un changement important au cours des 12 derniers mois
Données non pondérées. *L'impact est estimé par le ratio (5,3/14,6).

Ici encore un problème d'endogénéité pourrait biaiser les résultats : par exemple les salariés initialement en bonne santé psychique pourraient, de ce fait, avoir tendance à se déclarer mieux informés ou écoutés : le modèle « naïf » surestimerait l'effet de la participation sur la santé. En sens inverse, l'écoute des salariés sera sans doute plus systématique dans des organisations qui pratiquaient déjà, avant le changement, un style de management participatif favorable à la santé mentale : l'effet de la participation au changement observé à l'enquête pourrait alors être sous-estimé par le modèle naïf. Ou encore, il est possible que lors de changements, le management prête davantage attention aux souhaits des salariés à la santé fragile pour éviter d'aggraver leur situation : les résultats ci-dessus sous-estimeraient également l'impact de la participation

- Biprobit à variable instrumentale

Pour vérifier si le modèle « naïf » est biaisé, et dans quel sens, on teste un modèle biprobit à variable instrumentale. Trois instruments ont été retenus. Deux d'entre eux sont issus du questionnaire salarié : la présence d'un CHSCT (qui réduit la probabilité d'être écouté), l'appartenance de l'établissement employeur à la Fonction publique d'Etat (qui réduit également cette probabilité).

Le dernier instrument, calculé au niveau du secteur (en 88 postes), concerne le climat social tel que décrit dans le questionnaire employeur (« comment qualifieriez-vous le climat social dans votre établissement ») : les réponses « plutôt tendu » ou « très tendu » concernent des établissements employant 12% des salariés. L'instrument testé est une variable dichotomique reflétant l'appartenance au dernier quartile de la distribution de cette variable[12].

Ces instruments sont-ils vraiment exogènes, c'est-à-dire susceptibles d'expliquer le fait d'avoir été écouté lors des changements mais sans affecter directement la santé mentale ? C'est sans doute discutable: un climat tendu dans le secteur d'activité pourrait peser sur le bien-être psychologique des salariés. Mais les données ne montrent aucune corrélation entre ces deux indicateurs. La présence de CHSCT, elle, implique une meilleure prévention des risques physiques et chimiques (mais pas psychosociaux, Coutrot, 2009) ; si lien il y avait avec la santé mentale, on pourrait plutôt s'attendre à ce qu'il soit positif ; mais les données n'indiquent là encore aucune corrélation.

Les résultats de ces modèles (tableau 5 ; annexe 6 pour les détails) confirment l'impact significatif de la participation aux décisions sur le risque dépressif. Quand on calcule les modèles séparément sur chaque sexe, l'impact de la participation reste significatif pour les deux sexes dans tous les modèles.

Dans les trois équations avec variable instrumentale, les coefficients obtenus sont nettement plus élevés que pour le probit simple ; le Rhô est positif et significatif, ce qui indique qu'une variable inobservée favorise à la fois la participation à ce changement précis et le risque dépressif. Parmi les hypothèses évoquées ci-dessus pour l'endogénéité de la participation, la seule cohérente avec un Rhô positif est celle où le symptôme dépressif favorise la probabilité de participation, c'est-à-dire celle selon laquelle les managers associent plus facilement les salariés à la santé mentale fragilisée aux décisions lors des changements, afin d'éviter d'aggraver leur situation. Au vu des écarts-types, les coefficients des modèles avec variables instrumentales sont significativement plus forts que le coefficient (-0,41) du probit simple. Ceci indique que le modèle simple est biaisé : il sous-estime

[12] C'est-à-dire à l'un des 19 secteurs d'activité (sur 88) où plus de 7% des salariés sont dans des établissements qui déclarent connaître un climat social « tendu » ou « très tendu » (modèle 3).

l'influence sur leur santé mentale de la participation des salariés lors des changements organisationnels.

Tableau 5 : Modèles d'équations simultanées à variable instrumentale décrivant l'impact sur la santé mentale du fait d'avoir influencé les changements organisationnels

	Modèle 0 « naïf »: probit simple	Modèle 1 (V.I.= présence CHS)	Modèle 2 (V.I.= Fonction publique d'Etat)	Modèle 3 (V.I.=secteur avec mauvais climat social)
1ère équation : var. expliquée = avoir influencé le changement Variable instrumentale	-	-0,12***	-0,16***	-0,07***
2è équation : var. expliquée = symptôme dépressif Avoir influencé les décisions sur le changement	-0,41***	-1,32***	-1,42***	-1,57***
Ecart-type	0,05	0,27	0,20	0,11
Rhô	-	0,63***	0,70***	0,83***

Source : enquête Conditions de travail 2013 ; champ : les salariés ayant connu un changement important dans leur environnement de travail au cours des 12 derniers mois.
Note : Les modèles complets figurent en annexe 4. *** coefficients significatifs au seuil de 1%.

Conclusion

Nous avons d'abord examiné le lien entre l'insécurité de l'emploi et du travail, mesurée par le fait de « craindre pour son emploi » pour l'année à venir, et la santé mentale (risque dépressif) évaluée à l'aide du questionnaire validé WHO 5. L'insécurité est en partie déterminée par la santé mentale mais la prise en compte de ce biais d'endogénéité n'affecte pas l'estimation.

Les changements organisationnels vécus par le salarié au cours des 12 mois précédant l'enquête contribuent fortement à la fois à accroître le sentiment d'insécurité et à dégrader la santé mentale. En limitant l'analyse aux salariés ayant vécu un changement, on observe que l'information, la consultation et surtout la prise en compte de l'avis des salariés lors de ces changements réduisent très significativement le risque de dépression. Cependant, le fait d'être écouté lors d'un changement est endogène par rapport à la santé mentale : les salariés qui estiment avoir eu une influence sur le changement étaient initialement plus touchés par des symptômes dépressifs, et ont bénéficié d'un traitement favorable peut-être parce que leurs managers cherchent à les préserver. Lorsqu'on prend en compte ce biais de sélection, l'effet de la participation aux décisions est renforcé. Consulter les salariés lors des changements organisationnels, et surtout prendre en compte leurs suggestions, est manifestement une politique de prévention efficace contre les risques d'atteintes à la santé mentale que font courir des changements mal préparés.

La stratégie de correction ici utilisée repose sur l'usage de plusieurs variables instrumentales, les résultats trouvés sont convergents et de grande ampleur quelle que soit la méthodologie employée, ce qui semble indiquer une certaine robustesse. Cependant l'usage de données longitudinales pourrait renforcer encore les conclusions: c'est ce que permettra bientôt l'enquête CT-RPS 2016, puisque les répondants à l'enquête CT 2013 ont été réinterrogés en 2016. De prochains travaux pourront donc chercher à confirmer sur données longitudinales les résultats ici obtenus sur données transversales.

Bibliographie

Algava E. (2015),"Insécurité de l'emploi et exercice des droits dans le travail", Dares Analyses n°92, décembre 2015.

Baillien E., De Witte H. (2009), "Why is organizational change related to workplace bullying? Role conflict and job insecurity as mediators", Economic and Industrial Democracy, Vol 30, Issue 3

Bordia P., Hobman E., Jones E., Gallois C., Callan V. J. (2004), "Uncertainty During Organizational Change: Types, Consequences, and Management Strategies", Journal of Business and Psychology, June, Vol. 18, Issue 4

Boyer R. (2006), "Employment and decent work in the era of flexicurity", PSE Working Papers 2006-21

Brockner J. (1990), "Scope of justice in the workplace: how survivors react to co-workers layoffs", Journal of Social Issues, 46, 95-106

Bryson A., Barth E., Dale-Olsen H. (2013), "The Effects of Organizational Change on Worker Well-Being and the Moderating Role of Trade Unions", Industrial & Labor Relations Review 66 (4), 989-1011

Burke R. J., Greenglass E. R. (2001), "Hospital restructuring and nursing staff well-being: The role of perceived hospital and union support", Anxiety, Stress, & Coping, Vol. 14, 2001 - Issue 1

Burchell B., Ladipo D., Wilkinson F. (2002), *Job insecurity and work intensification,* Routledge

Büssing A. (1999), "Can control at work and social support moderate psychological consequences of job insecurity? Results from a quasi-experimental study in the Steel Industry", European Journal of Work and Organizational Psychology, 8*(2),* 219–242.

Caroli E., Godard M. (2014), "Does job insecurity deteriorate health ? A causal approach for Europe", IZA DP n°8299, June

Coutrot T. (2009), « Le rôle des comités d'hygiène, de sécurité et des conditions de travail en France : une analyse empirique », Travail et Emploi, janvier-mars 2009

Coutrot T. (2015), « Risques psychosociaux et situation économique des entreprises », Dares Analyses n°44, juin

Davie E. (2015), « Méthode de construction d'indicateurs synthétiques de conditions de travail et de risques psychosociaux », Ministère de la décentralisation et de la Fonction publique, dares.travail-emploi.gouv.fr/IMG/pdf/des-15-076_reprise.pdf

De Cuyper N., Bernhard-Oettel C., Berntson E., De Witte H., Alarco B. (2008). "Employability and employees' well-being: mediation by job insecurity", Journal of Applied Psychology: An International Review, 57*(3), 488–509.*

De Witte H., Naswall K. (2003), "Who feels insecure in Europe ? Predicting job insecurity from background variables", Economic and Industrial Democracy, 24, 187-213

Dekker S, Schaufeli W., 1995, « The effects of job insecurity on psychological health and withdrawal: a longitudinal study », Australian Psychologist, vol. 30, p. 57-63.

Doucouliagos H., Laroche P. (2012), “Unions, Innovation, and Technology Adoption: New insights from the cross-country evidence”, ilera2012.wharton.upenn.edu/RefereedPapers/LarochePatrice ChrisDoucoultiagos ILERA.pdf, Proceedings of the …, 2012 - ilera2012.wharton.upenn.edu

Domenighetti G., D’Avanzo B., Bisig B., 1999, « Health Effects of Job Insecurity among Employees in Swiss General Population », Cahiers de Recherches Économiques du Département d’Économétrie et d’Économie politique (DEEP), Université de Lausanne, École des HEC, DEEP, 17 p.

Drori G. S., Meyer J. W., Hwang H. (2006) , *Globalization and Organization: World Society and Organizational Change*, Oxford University Press

Ferrie J.E., Shipley M.J., Marmot M.G., Stansfeld S.A., Smith G. (1995), “Health effects of anticipation of job change and non-employment: longitudinal data from the Whitehall II Study”, British Medical Journal, 311, 1264-1269

Ferrie J.E., Shipley M.J., Stansfeld S.A., Marmot M.G. (1998), “The health effect of major organisational changes and job insecurity”, Social Science and Medicine, 46

Ferrie J. E., Marmot M. G., Griffiths J., Ziglio E. (eds.) (1999), *Labour market changes and job insecurity: a challenge for social welfare and health promotion* , WHO Regional publications, European series, n°81

Ferrie J.E., Shipley M.J., Newman K., Stansfeld S.A., Marmot M. (2005), “Self-reported job insecurity and health in the Whitehall II study: potential explanations of the relationship”, Social Science & Medicine Volume 60, Issue 7, April, Pages 1593–1602

Ferrie J.E., Westerlund H., Virtanen M., Vahtera J., Kivimaki M. (2008), “Flexible labor markets and employee health”, Scandinavian Journal of Work and Environment and Health vol. 34, n°6, pp. 98-110

Gagné M, Koestner R., Zuckerman M. (2000), “Facilitating Acceptance of Organizational Change: The Importance of Self-Determination”, Journal of Applied Social Psychology, Volume 30, Issue 9, September

Gollac M. et alii (2011), « Mesurer les facteurs psychosociaux de risque pour les maîtriser », Rapport du Collège d’expertise sur le suivi statistique des risques psychosociaux au travail, 2011

Green F. (2011), “Unpacking the misery multiplier: how employability modifies the impacts of unemployment and job insecurity on life satisfaction and mental health”, Journal of Health Economics, 30, 265-276

Green F. (2015), “Health effects of job insecurity”, IZA World of Labor 2015, n° 212

Greenhalgh L., Rosenblatt Z. (1984), “Job insecurity: toward conceptual clarity”, Academy of Management Review, 3, 438-448

Hansson A.-S., Vingård E., Arnetz B.B., Anderzén I. (2008), “Organizational change, health, and sick leave among health care employees: A longitudinal study measuring stress markers, individual, and work site factors”, Work & Stress, Vol. 22, Issue 1

Hellgren J., Sverke M. (2003), « Does job insecurity lead to impaired well or vice versa? Estimation of crosslagged effects using latent variable modelling », Journal of Organizational Behaviour, n° 24, p. 215-236

Jimmieson N., Terry D.J., Callan V.J. (2004), “A longitudinal study of employee adaptation to organizational change: The role of change-related information and change-related self-efficacy”, Journal of Occupational Health Psychology, Vol 9(1)

Krieger T., Zimmermann J., Huffziger S., Ubl B., Diener C., Kuehner C., Grosse Holtforth M. (2014), “Measuring depression with a well-being index: further evidence for the validity of the WHO Well-Being Index (WHO-5) as a measure of the severity of depression”, Journal of Affective Disorders, 156: 240–244.

Mandal B., Ayyagari P., Gallo W.T. (2011), “Job loss and depression: the role of subjective expectations”, Social Science and Medicine, 72, 576-583,

McKee -Ryan F., Song Z., Wanberg C.R., Kinicki A.J. (2005), “Psychological and physical well-being during unemployment: a meta-analytic study”, Journal of Applied Psychology, Jan, 90(1):53-76.

Mattiasson J., Lindgarde F., Nilson J.A., Theorell T. (1990): “Threat of unemployment and cardiovascular risk factors: longitudinal study of quality of sleep and serum cholesterol concentrations in men threatened with redundancy”, British Medical Journal; 301: 461-465

Origo F., Pagani L. (2009), “Flexicurity and job satisfaction in Europe: The importance of perceived and actual job stability for well-being at work”, Labour Economics Volume 16, Issue 5, October, Pages 547–555.

OSHA (2013), “European Opinion Poll on Occupational Safety and Health”, https://osha.europa.eu/en/safety-health-in-figures/eu-poll-press-kit-2013.pdf

Paugam S., *Le salarié de la précarité*, PUF, 2000

Pollard T.M. (2001), “Changes in mental well-being, blood pressure and total cholesterol levels during workplace reorganization: The impact of uncertainty”, Work & Stress, An International Journal of Work, Health & Organisations, Volume 15, Issue 1

Probst T.M., Brubaker T.L. (2001), “The effects of job insecurity in employee safety outcomes: cross-sectional and longitudinal explorations”, Journal of occupational Health Psychology, 6, 139-159

Quinlan M., Mayhew C., Bohle P. (2001),” The global expansion of precarious employment, work disorganization, and consequences for occupational health: placing the debate in a comparative historical context”, International Journal of Health Services, 31:507e36.

Rathelot R., Romanello L. (2013), “Organizational Change and Employee Health”, www.parisschoolofeconomics.eu/docs/ydepot/semin/texte1213/RAT2013ORG.pdf

Reichert A., Tauchmann H. (2012), « The causal impact of fear of unemployment on psychological health », Ruhr Economic Papers, n°266

Silla I., De Cuyper N., Gracia F.J., Peiró J.M., De Witte H. (2009), “Job Insecurity and Well-Being: Moderation by Employability”, Happiness Studies 10: 739.

Sverke M., Hellgren J., Naswall K. (2002), “No security: a meta-analysis and review of job insecurity and its consequences”, Journal of Occupational Health and Psychology, 7

Topp C.W., Ostergaard S.D., Sondergaard S., Bech P. (2015), “The WHO5 well-being index: a systematic review of the literature”, Psychoterapy and Psychosomatics, 84, 167-176

Vahtera J., Kivimaki M., Pentti J. et al. (2004), « Organisational downsizing, sickness absence, and mortality: 10-town prospective cohort study”, British Medical Journal, 328.

Virtanen M., Kivimäki M., Joensuu M., Virtanen P., Elovainio M., Vahtera J. (2005), “Temporary employment and health: a review”, International Journal of Epidemiology, 34

Viswesvaran C., Sanchez J.I., Fisher J. (1999), “The Role of Social Support in the Process of Work Stress: A Meta-Analysis”, Journal of Vocational Behavior 54(2)

Warr P. (1987), *Work unemployment and mental health*. Oxford: Oxford University Press

Wichert I. (2002), « Job insecurity and intensification : the effects on health and well-being”, in Burchell & alii (2002)

Annexe 1

Les changements vécus selon le métier

Les 15 métiers les plus exposés à des changements (2012-2013)	a vécu au moins 2 changements
Professionnels de la communication et de l'information	42%
Techniciens et agents de maîtrise des industries de *process*	36%
Techniciens de la banque et des assurances	35%
Cadres de la banque et des assurances	34%
Cadres des services administratifs, comptables et financiers	33%
Employés de la banque et des assurances	32%
Médecins et assimilés	32%
Ouvriers qualifiés travaillant par enlèvement de métal	30%
Professions intermédiaires administratives de la fonction publique (catégorie B)	30%
Ingénieurs de l'informatique	30%
Cadres commerciaux et technico-commerciaux	29%
Techniciens et agents de maîtrise de la maintenance	29%
Infirmiers, sages-femmes	29%
Caissiers, employés de libre-service	28%
Professionnels de l'action sociale et de l'orientation	27%
Ouvriers qualifiés de la manutention	27%
Les 15 métiers les moins exposés à des changements (2012-2013)	
Aides à domicile et aides ménagères	15%
Conducteurs de véhicules	15%
Employés et agents de maîtrise de l'hôtellerie et de la restauration	15%
Ouvriers non qualifiés de la mécanique	15%
Agents d'entretien	14%
Cadres du bâtiment et des travaux publics	12%
Maraîchers, jardiniers, viticulteurs	10%
Agriculteurs, éleveurs, sylviculteurs, bûcherons	9%
Ouvriers qualifiés du second oeuvre du bâtiment	9%
Conducteurs d'engins du bâtiment et des travaux publics	8%
Ouvriers non qualifiés du second oeuvre du bâtiment	6%
Ouvriers qualifiés du gros oeuvre du bâtiment	5%
Coiffeurs, esthéticiens	5%
Ouvriers non qualifiés du gros oeuvre du bâtiment, des travaux publics	4%
Assistantes maternelles	1%
Employés de maison	1%
ENSEMBLE	21%

Source : Enquête Conditions de travail 2013 ; Champ : salariés, métiers avec au moins 90 répondants dans CT 2012-13

Annexe 2 : les modèles biprobit pour l'impact de l'insécurité sur la santé mentale

2ème équation : var. expliquée = symptôme dépressif	Modèle 0 (Probit « naïf »)	Modèle 1 (V.I.= t de chôm.)	Modèle 2 (V.I.= hausse chômage)	Modèle 4 (V.I.= fluct. d'activité)	Modèle 5 (V.I.= baisse effectifs)
Constante	-1,52***	-1,57***	-1,57***	-1,58***	-1,56***
Insécurité d'emploi ressentie	**0,37*** **	**0,45** **	**0,48** **	**0,54*** **	**0,41* **
2 changements importants sur 12 mois	0,22***	0,21***	0,21***	0,20***	0,22***
Limitation d'activité	0,45***	0,45***	0,48***	0,44***	0,46***
Expérience du chômage de longue durée	0,10***	0,12***	0,13***	0,11***	0,13***
Employabilité	-0,04**	-0,08***	-0,07***	-0,07***	-0,08***
Sexe (femme)	0,15***	0,16***	0,16***	0,15***	0,16***
Marié	-0,18***	-0,14***	-0,14***	-0,14***	-0,14***
Au moins 1 enfant mineur	Ns	Ns	Ns	Ns	Ns
Ancienneté > 10 ans	0,12***	0,10***	0,10***	0,10***	0,10***
CSP (ouvrier)	0,13***	0,06**	0,06***	0,05**	0,07**
Statut (Fonctionnaire)	Ns	0,06*	Ns	0,07**	Ns
CDD - intérim	-0,20***	-0,26***	-0,27***	-0,28***	-0,25***
Rhô	-	-0,07	-0,09	-0,12	-0,05
1ère équation : var. expliquée = Insécurité d'emploi		**Modèle 1**	**Modèle 2**	**Modèle 3**	**Modèle 4**
Constante		-0,95***	-0,92***	-0,98**	-0,96***
Variable instrumentale		0,08**	0,05*	0,13***	0,12***
Au moins 2 changements importants		0,46***	0,47***	0,46***	0,47***
Limitation d'activité		0,27***	0,28***	0,28***	0,29***
Expérience du chômage de longue durée		0,15***	0,16***	0,17***	0,16***
Facilité à retrouver un emploi à salaire équivalent		-0,19***	-0,19***	-0,19***	-0,19***
Sexe (femme)		0,06***	0,04**	0,08***	0,06***
Marié		-0,07***	-0,07***	-0,07***	-0,08***
Au moins 1 enfant mineur		0,13***	0,13***	0,13***	0,12***
Ancienneté > 10 ans		-0,08***	-0,07***	-0,08***	-0,07**
CSP (ouvrier)		0,20***	0,21***	0,19***	0,19***
Statut (Fonctionnaire)		-0,56***	-0,54***	-0,53***	-0,51***
CDD, Intérim		0,69***	0,72***	0,70***	0,74***
N		27 046	27 046	27 046	27 046

Source : enquête Conditions de travail 2013 ; champ : tous salariés ; * (resp. ** et ***) : coefficient significatif au seuil de 15% (resp.5% et 1%)

Annexe 3 : les modèles Logit pour l'information, la consultation et la participation aux décisions sur les changements organisationnels

Variable expliquée	Avoir été bien informé	Avoir été consulté	Avoir été écouté
Sexe (femme)	Ns	Ns	0,89**
CSP (cadre)	1,23***	1,18***	1,53***
CSP (ouvrier)	Ns	1,16***	0,84**
CDD, Intérim	1,25***	0,70***	Ns
Taille d'établissement (< 10 salariés)	0,85***	1,10*	1,44**
Taille d'établissement (10 à 50 salariés)	Ns	1,19***	1,13**
Présence de CHSCT	1,18***	Ns	0,80***
Fonction publique d'Etat	0,67***	Ns	0,86*
Syndiqué	0,91*	Ns	0,84**
A discuté avec représentant du personnel	0,87***	1,09**	Ns
Expérience du chômage de longue durée	Ns	Ns	Ns
Forte employabilité	Ns	Ns	1,15***
Limitation d'activité	0,71***	0,80***	Ns
Craint pour son emploi	0,47***	0,67***	0,52***
Faible autonomie	0,57***	0,61***	0,42***
Changement dans les techniques	1,10***	1,35***	1,37***
Changement d'organisation	0,69***	Ns	Ns
Plan de licenciements	0,78***	0,83***	0,77***
Rachat, changement de direction	0,85***	0,43***	0,39***
Restructuration, déménagement	1,13***	1,28***	ns
% concordants	*63%*	*65%*	*69%*
N	*11 717*	*11 717*	*11 717*

Source : enquête Conditions de travail 2013 ; champ : les salariés ayant connu un changement important dans leur environnement de travail au cours des 12 derniers mois

* (resp. ** et ***) signale les coefficients significatifs au seuil de 15% (resp.5% et 1%)

Annexe 4 : le modèle Logit pour l'impact sur la santé mentale de l'information, la consultation et la participation aux décisions sur les changements

var. expliquée = mal-être psychologique	Odd-ratios Logit simple	
	(1) Salariés avec changements	(2) Tous salariés
Femme	1,17***	1,20***
Ouvrier	0,84**	Ns
Cadre	1,23***	1,29***
CDD, Intérim	0,51***	0,70***
Âge (-25 ans)	0,68***	Ns
Limitation d'activité	1,89***	2,16***
Fonctionnaire	Ns	Ns
Marié	0,64***	0,72***
Au moins un enfant mineur	Ns	Ns
Expérience du chômage de longue durée	1,14**	1,13***
Forte employabilité	Ns	Ns
Ancienneté supérieure à 10 ans	1,12*	1,26***
Taux de chômage local (zone d'emploi)	1,38***	1,12*
Faible autonomie	2,45***	2,70***
Crainte pour son emploi	1,64***	1,64***
Pas de changement	-	Réf.
Pas d'information suffisante sur les changements	1,87***	2,00***
Information, sans consultation	réf.	Ns
Consultation sans influence	1,27***	1,37***
Consultation avec influence	0,68***	0,75***
% concordant	70,0%	70,8%
N	11 717	27 046

Source : enquête Conditions de travail 2013 ; champ : les salariés ayant connu un changement important dans leur environnement de travail au cours des 12 derniers mois

* (resp. ** et ***) signale les coefficients significatifs au seuil de 15% (resp.5% et 1%)

Annexe 5 : les modèles Logit pour l'impact sur la santé mentale du type de changement et de la participation aux décisions en fonction du type de changement

var. expliquée = symptôme dépressif		Odd-ratio	N
Modèle 1 : impact du changement selon le type de changement			
Changement…	**… d'organisation**	1,55***	11 717
	… de technique	0,82***	
	… de direction, rachat	Ns	
	… plan de licenciement	Ns	
	…restructuration, déménagement	Ns	
	… autres	Réf.	
Modèles 2 à 7 : impact de la participation au changement selon le type de changement			
A influencé la décision…	**2 … d'organisation**	0,37***	6 480
	3 … de technique	0,42***	4 318
	4 … de direction, rachat	ns	4 031
	5 … plan de licenciement	0,46**	995
	6 … restructuration, déménagement	0,66***	4 104
	7… autres	0,39***	1 808

Source : enquête Conditions de travail 2013 ; champ : les salariés ayant connu un changement important dans leur environnement de travail au cours des 12 derniers mois (ou chaque type de changement pour les modèles 2 à 7).
Variables de contrôle : sexe, catégorie socio-professionnelle, âge, statut d'emploi, situation familiale, limitation d'activité, ancienneté, expérience du chômage de longue durée, employabilité, ancienneté, taux de chômage local, insécurité d'emploi, manque d'autonomie.
* (resp. ** et ***) signale les coefficients significatifs au seuil de 15% (resp.5% et 1%)

Annexe 6: les modèles biprobit pour l'impact de la participation sur la santé mentale

2è équation : var. expliquée = symptôme dépressif	Modèle 0 (probit simple)	Modèle 1 (V.I.= présence CHS)	Modèle 2 (V.I.= Fonction publique d'Etat)	Modèle 3 (V.I.=secteur à mauvais climat social)
Constante	-1,42***	-1,15***	-1,08***	-0,96***
Avoir influencé les décisions sur le changement	**-0,41*** **	**-1,32*** **	**-1,42*** **	**-1,57*** **
Sexe (femme)	0,09***	0,08**	0,08**	0,06*
CSP (cadre)	0,10***	0,21***	0,22***	0,24***
CSP (ouvrier)	-0,11***	-0,06*	-0,06*	-0,07*
CDD, Intérim	-0,43***	-0,29***	-0,28***	-0,27***
Taille d'établissement (< 50 salariés)	Ns	0,10***	0,10***	0,11***
Expérience du chômage de longue durée	0,10***	0,10***	0,10***	0,09***
Forte employabilité	Ns	-0,05*	Ns	Ns
Limitation d'activité	0,40***	0,36***	0,35***	0,32***
Craint pour son emploi	0,31***	0,17***	0,15***	0,09**
Faible autonomie	0,51***	0,34***	0,31***	0,25***
Rhô	-	0,63***	0,70***	0,83***

1ère équation : var. expliquée = avoir influencé le changement	Modèle 1 (V.I.= présence CHS)	Modèle 2 (V.I.= Fonction publique d'Etat	Modèle 3 (V.I.=secteur avec mauvais climat social)
Constante	-0,82***	-0,88***	-0,91***
Variable instrumentale	**-0,12*** **	**-0,16*** **	**-0,07*** **
Sexe (femme)	-0,09***	-0,09**	-0,09***
CSP (cadre)	0,26***	0,29***	0,26***
CSP (ouvrier)	Ns	Ns	Ns
CDD, Intérim	Ns	Ns	Ns
Taille d'établissement (< 50 salariés)	0,13***	0,17***	0,17***
Expérience du chômage de longue durée	Ns	Ns	Ns
Forte employabilité	0,11***	0,10***	0,11***
Limitation d'activité	Ns	Ns	Ns
Craint pour son emploi	-0,37***	-0,37***	-0,36***
Faible autonomie	-0,38***	-0,38***	-0,38***
N	*11 717*	*11 717*	*11 717*

Source : enquête Conditions de travail 2013 ; champ : les salariés ayant connu un changement important dans leur environnement de travail au cours des 12 derniers mois.

* (resp. ** et ***) signale les coefficients significatifs au seuil de 15% (resp.5% et 1%)