

Arrêt maladie : Comprendre les disparités départementales¹

Mohamed Ali Ben Halima (IRDES) - Thierry Debrand² (IRDES) – Camille Regaert (IRDES)

Novembre 2010

Résumé :

L'objectif de cet article est de comprendre les disparités interdépartementales dans les proportions d'arrêts maladie. Nous utilisons la base de données Hygie, construite à partir de la fusion de différents fichiers administratifs de salariés du secteur privé en France en 2005, qui permet de prendre en considération : les relations « employeurs/employés », l'impact des caractéristiques des entreprises sur la santé de leurs employés mais aussi les interactions entre la santé et le travail.

Après avoir rappelé les différents déterminants, entre effet de composition et effet de contexte, des arrêts maladie et leur importance pour comprendre les différences géographiques, nous menons une analyse empirique en 3 temps : une analyse descriptive pour mettre en évidence les différences interdépartementales, une analyse multivariée pour mettre en avant les facteurs explicatifs de la probabilité d'être en arrêt maladie et enfin une analyse des déterminants des différences entre les départements.

Nos différentes modélisations explicitent une grande partie des disparités interdépartementales. Les effets de composition et les effets de contexte constituent approximativement la moitié de l'écart absolu et les deux tiers de l'erreur quadratique moyenne. Ce sont les variables décrivant l'offre médicale (densité d'omnipraticiens), les contrôles de l'Assurance maladie et l'âge d'entrée sur le marché du travail qui permettent le plus d'expliquer les disparités interdépartementales en matière d'arrêt maladie.

Contrairement à d'autres variables de composition ou de contexte qui ont soit une inertie d'évolution temporelle certaine (par exemple : le taux de natalité, le secteur industriel,...), soit des variables pour lesquelles la politique publique de santé a peu d'effets (par exemple : politique de rémunération des entreprises, taux de chômage), le pourcentage d'arrêt de travail contrôlé et la densité d'omnipraticiens sont déjà des leviers importants des politiques de santé. Notre recherche montre qu'ils pourraient être utilisés comme des instruments d'une politique publique visant à la réduction des disparités géographiques.

Mots clefs : Arrêt maladie, Disparités géographiques, Effet de contexte, Effet de composition, Absentéisme

Code JEL : I18, J21, J29, C23

¹ La base de données Hygie, utilisée dans cet article, a été construite à l'initiative de l'IRDES à l'aide des données fournies par la CNAV et de la CNAM-TS avec un financement de la DREES.

² Auteur pour correspondance : Thierry Debrand, 10 rue Vauvenargues, 75018 Paris. Email : debrand@irdes.fr

Arrêt maladie : comprendre les disparités départementales

Mohamed Ali Ben Halima - Thierry Debrand – Camille Regaert

En 2008, le montant versé au titre des indemnités journalières³ par l'Assurance maladie obligatoire en France s'élève à 11,3 milliards d'euros. Il se décompose en 54 % pour la maladie, 24 % pour la maternité et 22 % pour les accidents du travail, soit plus de 5 % des dépenses de santé. Ce montant évolue en fonction de la situation économique, du contexte réglementaire et des épisodes épidémiques (état grippal, gastroentérite...). Entre 1995 et 2003, le montant total des indemnités journalières a crû de 4,3 %, Alors qu'il diminuait 0,5 % en moyenne entre 2003 et 2008. Depuis 2008, le montant des indemnités a tendance de repartir à la hausse. Les indemnités journalières maladie sont l'expression assurantielle de la question de l'absentéisme pour raison de santé traitée de longue date en économie du travail. Ce problème classique fait généralement appel au modèle de Shapiro-Stiglitz (1984) qui distingue l'utilité de travailler et l'utilité d'être absent. Les coûts de ces arrêts maladie⁴ ne sont donc pas uniquement supportés par l'Assurance maladie, l'entreprise comme le salarié auront à supporter un coût direct ou indirect. Nombre de travaux mettent en avant la diversité des facteurs individuels explicatifs de l'absentéisme : le genre (Allen, 1981 ; Bridges et Mumford, 2000 ; Ose, 2005), l'âge (Barmby et Stephan, 2000), le salaire (Leigh, 1991 ; Barmby, Orme et Treble, 1995) ou encore les conditions de travail (Willard et Vlassenko, 1984 ; Case et Deaton, 2003).

Outre les évolutions temporelles et différents facteurs explicatifs, les arrêts maladie sont marqués par une très grande hétérogénéité géographique. Ainsi, la proportion de salariés ayant eu au moins un épisode d'IJ en 2005 passe de 13 % dans les Hautes-Alpes à plus de 28 % dans les Ardennes. La Cour des Comptes dans son rapport sur la Sécurité sociale de 2006 indiquait que « les fortes différences territoriales existantes qui varient toujours dans une proportion de 1 à 3 ne peuvent guère être expliquées par la structure socioprofessionnelle de la population active ces départements ». Notre question est dès lors d'essayer de comprendre l'origine de ces différences interdépartementales. Les sociologues comme les économistes ont souvent étudié les problèmes de ségrégations territoriales ayant comme conséquences des différences aussi bien en terme d'emploi (Benadou, 1993 ; Borjas, 1998 ; Zenou, 2000) que de santé (Kawachi and Berkman, 2003 ; Acevedo-Garcia et Lochner, 2003 ; Subramanian, Kawachi et Kennedy, 2001 ; Congdon, Shouls et Curtis, 1997). Nombre de ces recherches mettent en évidence les phénomènes d'externalités (Crane, 1991 ; Cutler et Glaeser, 1997). Toutefois, peu d'articles ont essayé de comprendre les différences géographiques dans les taux d'absentéisme ou d'arrêts maladie. Ichino et Maggi (2000) mettent en avant 6 raisons potentielles qui expliqueraient des différences entre régions : (1) des différences de caractéristiques entre les populations, (2) des différences dues à la mobilité entre les territoires, (3) des différences dans les secteurs de production et dans les aménités existantes, (4) des différences sociologiques sur l'appréciation du travail, des arrêts maladie et des niveaux d'exigences, (5) des différences de discrimination ou d'acceptation des différences entre les départements et (6) des différences d'offre et de demande sur les marchés locaux qui engendreraient des niveaux d'exigence à l'entrée sur le marché du travail ou dans les emplois.

Pour mener à bien notre analyse de la compréhension des différences interdépartementales, nous avons décidé de dissocier les effets de compositions (différences d'âges, d'états de santé, de salaires, de conditions de travail, de secteurs d'activité, de caractéristiques des entreprises ... entre les départements) et les effets de contexte. Ces derniers sont de natures diverses; il existe des facteurs économiques (taux de chômage, taux de natalité), des facteurs d'offres médicales (densité d'omnipraticiens), des facteurs liés aux contrôles effectués par l'Assurance maladie et des variables caractérisant les entreprises (indicateurs de gravité des accidents de travail, salaires relatifs). Une fois validée l'importance de ces différents facteurs dans la compréhension de la probabilité d'avoir au moins eu un arrêt maladie en 2005, nous regardons s'ils expliquent les disparités interdépartementales. Notre article se décompose donc en quatre parties. La première explore la littérature sur l'absentéisme pour mieux comprendre les différences potentielles entre les territoires. Dans la seconde partie, nous présentons la base de données Hygie et la méthodologie utilisée pour à la fois mettre en avant les déterminants de la prise d'un arrêt

³ Les indemnités journalières versées au titre d'une maladie sont versés tous les 14 jours par l'assurance maladie, pour chaque jour d'arrêt de travail, y compris les samedi, dimanche et jours fériés, mais seulement à compter du 4^{ème} jour d'arrêt de travail, après un délai de carence de 3 jours.

⁴ Dans la suite du texte, nous utiliserons le vocable « arrêt maladie » comme synonyme des arrêts de travail liés aux versements d'une indemnité journalière par l'assurance maladie obligatoire.

maladie et mesurer leur importance dans la compréhension des différences interdépartementales. Dans un troisième temps, nous analysons les déterminants des arrêts maladies. La quatrième et dernière partie est consacrée à l'analyse des déterminants des différences interdépartementales.

Effet de composition ou effet de contexte

Pour expliquer les différences entre les départements, deux phénomènes peuvent être avancés. Le premier est la conséquence de variations de la structure démographique, économique et sociale de la population d'un département à l'autre. Dès lors, si la proportion individuelle d'arrêts maladie est expliquée par ses déterminants alors il est fort probable que les proportions moyennes par département diffèrent. Nous appellerons ce phénomène « effet de composition ». Le deuxième phénomène est qu'il pourrait subsister des différences géographiques qui seraient proprement imputables aux caractéristiques propres à chaque département après que l'on ait ajusté par rapport aux caractéristiques des individus. Nous nommerons ce phénomène « effet de contexte ».

Les déterminants des arrêts maladie peuvent être séparés en deux catégories dont les frontières demeurent néanmoins floues: effets de composition et effets de contexte. La distinction principale entre ces deux effets est que le premier se caractérise par des variables propres à chaque salarié ou à son entreprise alors que le second effet se caractérise par des variables établies au niveau départemental sans être propre à chaque individu.

Effet de composition

Les variables expliquant l'effet de composition peuvent être regroupées en trois ensembles : les caractéristiques « individuelles », « établissements » dans lesquels les individus travaillent et « assurantielles ».

Plusieurs caractéristiques individuelles ont été largement utilisées dans la littérature économique afin d'étudier les déterminants des arrêts maladie. Selon Ose (2005) et Allen (1981), les femmes prennent plus d'arrêts maladie que les hommes. Cet effet de genre est accentué généralement avec la présence d'enfants en bas âge dans le ménage (Vlassenko et Willard, 1984 ; Chaupain-Guillot et Guillot, 2007 ; Primoff et Vistnes, 1997). L'âge est souvent mis en avant comme déterminant des arrêts maladie. L'âge augmente significativement la probabilité d'avoir un arrêt maladie (Barmby et Stephan, 2000 ; Livanos et Zangelidis 2010). Selon Depardieu et Lollivier (1985), l'âge peut aussi être utilisé comme un proxy de l'état de santé des individus : l'état de santé de l'individu devenant plus fragile avec âge, donc la probabilité de faire des arrêts maladie augmente. Rhodes et Stears (1984) confirment le lien positif entre l'état de santé et l'absence au travail. Ainsi les différences départementales observées pour les arrêts maladie peuvent être expliquées par des proportions de femmes en emploi, de travailleurs âgés ou d'état de santé très hétérogènes selon les départements.

Le deuxième élément de l'effet de composition regroupe l'ensemble des caractéristiques de l'établissement telles que la taille, le secteur d'activité, et le salaire. Allen (1981), Leigh (1983) et Barmby et Stephan (2000) montrent que la taille de l'entreprise influence significativement la prise d'arrêt maladie. Les salariés des petites entreprises s'absentent beaucoup moins souvent que les salariés des grandes entreprises. Selon Livanos et Zangelidis (2010), l'absence pour arrêt maladie est plus fréquente dans certains secteurs. A partir d'un panel européen de 26 pays de 2004 à 2006, ils constatent que le secteur industriel a un plus grand risque d'absence le secteur agricole. Barmby, Orme et Tremble (1995) mettent en évidence un fort effet négatif du salaire sur l'absentéisme. Nombre de théories du marché du travail peuvent être utilisées pour comprendre les liens entre salaire et absentéisme et plus particulièrement entre salaire et arrêts maladie. Par exemple, dans le modèle dit du « tire-au-flanc », le salaire est un déterminant majeur des arrêts maladie. Dans le modèle du salaire d'efficience de Shapiro-Stiglitz (1984), le taux de salaire entretient une relation croissante avec la productivité de l'employé. Leigh (1991) montre l'existence d'un effet du salaire validant la théorie de salaire d'efficience : les travailleurs ayant un haut salaire sont moins enclins à prendre des arrêts maladie. De plus, le tissu économique n'étant pas réparti uniformément sur le territoire national et l'existence de différences de rémunération des entreprises du même secteur entre les départements peuvent, là aussi, expliquer des différences interdépartementales.

Le troisième groupe de variables expliquant les effets de composition sont des variables dites « assurantielles ». Ainsi le phénomène d'aléa moral pourrait être un des principaux déterminants des arrêts maladie. L'une de ces traductions est l'adaptation de l'effort du travailleur assuré compte tenu de la générosité du système d'assurance sociale et de la couverture des pertes financières liées aux arrêts maladie. L'employeur observe la prise d'arrêt maladie sans avoir une connaissance parfaite de l'état de santé de son salarié. L'aléa *ex post* est lié au

comportement de l'individu une fois assuré. Un individu bien couvert aura moins de perte à supporter dans le cas de la prise d'arrêt maladie ce qui impliquera une prise d'arrêt maladie avec une fréquence plus importante (Allen, 1981). Plusieurs travaux empiriques ont essayé de mettre en évidence de tels comportements. Chaupain-Guillot et Guillot (2007) et Engelland et Riphahn (2005), en utilisant le type de contrat de travail (contrat à durée déterminée (CDD) *versus* contrat à durée indéterminée (CDI)), mettent en évidence que les titulaires d'un CDD sont moins enclins à prendre des arrêts maladie que les titulaires d'un CDI. Une fois qu'un individu occupe un statut précaire sur le marché du travail, et qu'il craint de ne pas stabiliser sa situation professionnelle par l'obtention d'un CDI, il prend peu d'arrêts maladie. Pour Aiuppa et Trieschniann (1998), le fait de passer par des périodes de chômage successives, incite l'individu à prendre moins d'arrêts maladie, de peur de se retrouver de nouveau au chômage. Toutefois, il existe un lien entre état de santé dégradé et épisode de chômage, donc il pourrait aussi exister un effet positif du chômage sur la prise d'arrêts maladie. L'aléa moral peut aussi être la conséquence du système de l'Assurance maladie. En France, être bénéficiaire du régime d'Assurance maladie Alsace et Moselle ou encore avoir une assurance complémentaire offre des avantages que le régime général n'offre pas. Les coûts engendrés suite à une absence pour un arrêt maladie seront moins importants. Les bénéficiaires des régimes d'assurance maladie plus « généreux » pourraient être tentés par une consommation plus importante de soins de santé et ainsi prendre plus d'arrêts maladie. Henrekson et Persson (2004), en utilisant des données suédoises de 1955-1999 montrent que les réformes rendant plus généreux le système d'assurance maladie pour le remboursement des arrêts maladie ne font qu'augmenter le taux d'absentéisme. De même, Johansson et Palme (2002, 2005), utilisant des données individuelles pour évaluer la réforme suédoise du remboursement des arrêts de travail pour maladie en 1991, concluent que la fréquence et la durée d'absence a diminué lorsque le coût de l'absence supporté par l'employé a augmenté. Enfin, Puhani et Sonderhof (2010) notent qu'en Allemagne, la réduction du taux de remboursement des arrêts maladie, de 100 % à 80 % du salaire, a diminué en moyenne le nombre de jours d'absence par salariés d'environ 2 jours par an. Tous ces déterminants, soit par l'existence de dispositifs ou de spécificités géographiques, peuvent expliquer des différences interdépartementales.

Effet de contexte

A notre connaissance, il n'y a pas d'études françaises qui mettent en évidence un éventuel effet de contexte sur les arrêts maladie. Cependant, la littérature étrangère développe abondamment cette problématique. Ekblad et Bokenblon (2010) utilisent des données suédoises afin d'étudier l'impact des effets de contextes culturel et géographique sur la prise d'arrêt maladie. Pour eux, la localisation géographique a un impact fort. En effet, la proportion d'arrêts maladie augmente pour les individus qui déménagent d'une région avec un taux d'arrêts maladie bas vers une région qui a un taux élevé par rapport à ceux déjà présent dans cette région. Par ailleurs, les études de Ichino et Maggi (2000), Barmby et Ercolani (2010) ou encore Little (2007) montrent qu'après contrôle des caractéristiques individuelles, des effets de contexte peuvent expliquer l'écart de prises d'arrêts maladie. Les disparités départementales en matière d'arrêts maladie pourraient être dues essentiellement à la structure de l'économie et de l'emploi au sein des départements. Les variables expliquant l'effet de contexte peuvent être présentées en trois éléments : des variables socio-économiques (taux de chômage, taux de natalité), des variables liées à l'environnement de l'entreprise et des variables d'assurance et d'offre médicale.

Concernant les variables économiques, le taux de chômage est l'un des principaux facteurs expliquant la prise d'arrêts maladie. Un contexte économique défavorable caractérisé par un taux de chômage élevé implique une baisse des arrêts maladie (Leigh, 1985 ; Arai et Thoursie, 2005 ; Fahr et Frick, 2007, Livanos *et al.*, 2010). Cela correspond à un effet disciplinant de la main-d'œuvre. Askildsen, Bratberg et Nilsen (2000) confirment cet effet à partir d'une étude sur des données norvégiennes pour les années 1992 (fort taux de chômage) et 1995 (faible taux de chômage). En effet, les travailleurs ont consommé plus d'arrêts maladie en 1995 au moment où la conjoncture économique était meilleure. Toutefois, Bliksvaer et Helliesen (1997) montrent l'indépendance entre le niveau de chômage national et l'absentéisme pour raison de maladie. En revanche, ils mettent en avant au niveau individuel, une relation significative entre l'expérience passée dans le chômage et le taux d'absence. Cette relation serait positive pour la Slovénie et l'Espagne et négative pour le Luxembourg et les Etats-Unis. D'autres travaux basés sur le modèle d'arbitrage travail-loisir (Allen, 1981; Barmby et Treble, 1991; Dunn et Youngblood, 1986) mettent en évidence un autre effet de composition de la main-d'œuvre : en période de chômage élevé, les travailleurs insatisfaits auraient tendance à prendre plus d'arrêts maladie. Les travailleurs gardent tout de même leur emploi, alors qu'ils l'auraient certainement quitté si la situation économique était plus favorable.

L'effet de contexte est également observé à travers les variables caractérisant l'entreprise en termes d'environnement avec le salaire relatif, les conditions de travail et la protection de l'emploi. Contrairement aux

caractéristiques d'établissement présentées dans la partie sur les effets de composition, il s'agit de comparer la situation de l'entreprise du salarié par rapport aux entreprises du même secteur dans le même département. Par exemple, Ose (2005) introduit dans le modèle de base du salaire d'efficience de Shapiro Stiglitz (1984) une nouvelle variable reflétant les conditions de travail et les arrêts maladie liés à ces mauvaises conditions. Il montre premièrement, un effet négatif du salaire uniquement sur les arrêts maladie courts et, deuxièmement, que les absences de longue durée sont fortement liées aux mauvaises conditions de travail. Un autre effet de contexte qui permettrait d'expliquer les arrêts maladie est la pénibilité du secteur de travail. En effet, les arrêts maladies sont plus fréquents dans les secteurs caractérisés par un effort physique important et répétitif (Willard et Vlassenko, 1984 ; Case et Deaton, 2003). Olsson (2009) teste l'impact d'une nouvelle loi suédoise, instaurée en 2001, relative à la protection de l'emploi pour les entreprises de taille maximale de dix salariés. Il montre que le taux d'absence pour maladie enregistre une baisse de 13 % auprès des entreprises les plus protégées.

Différentes variables liées à l'offre médicale peuvent être associées à un effet de contexte sur les comportements individuels de prise d'arrêts maladie. En se basant sur la théorie de la demande induite (Rice, 1983), la densité de médecin par département pourrait expliquer la disparité départementale d'arrêts maladie. Deux explications peuvent être avancées (Expert, 2007). La première est intuitive, un département où la densité de médecins est élevée implique un accès plus facile aux soins et de ce fait une fréquence plus élevée d'arrêts maladie. La seconde est liée à la théorie de la demande induite. Un département ayant une forte densité médicale, c'est-à-dire qu'il existe une situation de concurrence forte entre médecin, et où la rémunération de ces derniers dépend du nombre d'acte qu'ils réalisent, cela peut engendrer une augmentation du nombre de prescriptions médicales. En outre, pour limiter la croissance des arrêts de travail pour maladie et pour limiter les comportements déviants, l'Assurance maladie procède à un certain nombre de contrôles des individus déclarant des prises d'arrêts maladie. En se basant sur le modèle de « tire-au-flanc », en économie du travail, dans le cadre d'une relation d'agence, le principal soumet une pénalité comme le licenciement lorsque l'agent est contrôlé à ne pas fournir l'effort attendu (Ross, 1973 ; Lazear, 1979). L'Assurance maladie a tout intérêt à limiter les comportements déviants par rapport à la prise d'arrêts maladie. Pour ce faire, elle peut mettre en place des actions de contrôle soit des assurés déclarant une absence pour arrêt maladie, soit des médecins prescrivant les arrêts de travail. Ces contrôles permettraient d'augmenter la probabilité de repérer les « tire-au-flanc » et de réduire par la suite le nombre des arrêts maladie (Kusnik-joinville et al, 2006).

Base de données et méthode économétrique

Construction de la base de données

Notre étude repose sur des données provenant de la fusion de deux fichiers administratifs, c'est-à-dire un fichier des données issues de l'Assurance maladie (Cnamts) et l'autre de l'Assurance vieillesse (Cnav). Nous disposons ainsi d'une base de données ayant des informations sur les bénéficiaires, leurs carrières professionnelles, leurs consommations médicales, leurs arrêts maladie, le contexte professionnel du salarié, ainsi que quelques caractéristiques des établissements qui les emploient. Grâce à cette base (nommée Hygie), nous pouvons étudier les relations entre la santé, le travail, la carrière professionnelle et les caractéristiques de l'entreprise. Kuhn, Laliver et Zweimüller (2009) sur données autrichiennes utilisent une base similaire pour étudier l'impact de la conjoncture économique sur les dépenses de santé. Jusqu'à présent, il n'existait pas en France de base de données permettant d'étudier conjointement ces différentes dimensions.

Les données de la Cnav sont le point d'entrée pour la création de la base Hygie. En effet, la Cnav constitue un échantillon (tirage aléatoire) de bénéficiaires à partir des fichiers du Système national de gestion des carrières (SNGC) qui regroupe l'ensemble des salariés du secteur privé en France et du Système national statistique prestataires (SNSP) qui regroupe l'ensemble des retraités du secteur privé en France. Le SNGC permet d'extraire les informations inhérentes à la carrière des bénéficiaires et le SNSP d'avoir des informations sur leur retraite. Ces deux fichiers nous permettent d'obtenir des informations individuelles telles que la date de naissance, le sexe, etc. Cet échantillon est apparié aux données maladie de la Cnamts issus du Système national d'information inter régime de l'Assurance maladie (Sniir-am). Nous avons ainsi de l'information sur l'ensemble des remboursements effectués par les régimes de l'Assurance maladie. La Cnamts nous fournit aussi des informations sur l'établissement des bénéficiaires. Nous avons donc des informations caractérisant l'employeur. Dès lors, il s'agit d'un fichier représentatif des salariés du secteur privé en France avec des informations précises sur les salariés, leur entreprise et leur consommation médicale. Le champ des études avec cette base de données est très large. Nous nous situons à la frontière des études « employeurs/employés » sur le marché du travail (Abowd, Kramarz et Woodcock, 2008 ; Haltiwanger *et al.*, 1999), des études sur les l'impact des caractéristiques

des entreprises sur la santé de leur employé (Kuhn, Laliver et Zweimüller, 2009 ; Browning et al., 2006) et des études sur la relation santé et travail (Bound, 1991; Currie et Madrian, 1999 ; Strauss et Thomas, 1998).

Cette base de données est particulièrement appropriée pour étudier les différences interdépartementales. Nous concentrons donc notre analyse sur les salariés du secteur privé, résidant en France Métropolitaine (soit 95 départements), âgés de 25 à 65 ans. Les retraités sont exclus de l'étude. Notre base de données est constituée de 262 998 bénéficiaires répartis dans 146 495 établissements. Le département de Paris est celui qui regroupe à la fois le plus de bénéficiaires (4,4 %) et le plus d'établissements (3,9 %). Le département de la Lozère est celui qui est le moins occupé aussi bien par les bénéficiaires (0,1%) que par les établissements (0,1%). Il représente tout de même 267 individus et 194 établissements.

Nous avons deux niveaux de variables : les variables individuelles et départementales. Les variables individuelles sont fournies par la base Hygie : genre, âge, régime assurantiel, etc. Les données départementales (taux de chômage, taux de natalité, densité d'omnipraticiens, etc.) sont extraites des bases Eco-Santé. De plus, nous réalisons un « indicateur de salaire relatif⁵ ». Il s'agit du rapport entre le salaire du travailleur et le salaire moyen par secteur d'activité et département. Cette logique est par exemple celle retenue dans la théorie du salaire d'efficience de Shapiro-Stiglitz (1984) où l'on rapporte le revenu moyen versé par l'entreprise par rapport aux revenus moyens dans des entreprises comparables. Nous construisons aussi un « indicateur de gravité⁶ » qui va être utilisé comme proxy de la pénibilité du travail ou du caractère risqué de certaines entreprises. Il est défini par le rapport du nombre de jours perdus pour accidents du travail et maladies professionnelles par le nombre d'heures travaillées de l'établissement avec le taux de gravité moyen par secteur d'activité et département.

Méthode économétrique

Nous avons deux grands groupes de variables : le premier est composé de variables de composition, faisant référence aux données individuelle (âge, genre, régime assurantiel, statut d'occupation (maladie, chômage), âge d'entrée sur le marché du travail, caractéristiques de l'emploi (salaire, secteur, taille de l'entreprise) ; le second est constitué de variables de contexte décrivant la situation de chaque département (taux de chômage, taux de natalité, densité d'omnipraticiens, pourcentage d'ALD, indicateur salaire relatif, indicateur risqué, nombre d'arrêt de travail contrôlés par l'Assurance Maladie).

Afin de pouvoir calculer l'influence des variables dans l'explication des différences départementales, nous divisons chaque groupe en trois sous-groupes. Nous mesurons ainsi l'impact des données individuelles (âge d'entrée sur le marché du travail, statut d'occupation du bénéficiaire en 2004 et 2003, caractéristiques de l'emploi), d'établissements (salaire, taille de l'établissement, secteur d'activité) et assurantielles (être

⁵ Indicateur de salaire relatif :

$\forall i = 1, \dots, N$: les individus ,

$\forall j = 1, \dots, M$: les départements ,

$\forall k = 1, \dots, K$: les secteurs d'activités ,

w_{ijk} : Salaire de l'individu i appartenant au département j dans le secteur k .

Nous calculons le salaire relatif de l'individu i en comparant sa situation (w_{ijk}) à la situation des salariés appartenant au même secteur dans le même département :

$$WR_i = \frac{w_{ijk}}{\frac{1}{MK} \sum_{j=1}^M \sum_{k=1}^K w_{jk}}$$

⁶ Indicateur de gravité :

$\forall l = 1, \dots, L$: les établissements,

$\forall j = 1, \dots, M$: les départements ,

$\forall k = 1, \dots, K$: les secteurs d'activités ,

TG_{ljk} : Nombre de jours perdus pour ATMP dans l'établissement l , du secteur k dans le département j .

n_{ljk} : Nombre totale d'heures travaillées dans l'établissement l du secteur d'activité k dans le département j .

Nous définissons le taux de gravité égale au nombre de journée perdus pour accidents du travail et maladies professionnelles divisé par le nombre d'heures travaillées dans l'établissement l du secteur k , du département j :

$$TG_{ljk}^* = \frac{TG_{ljk}}{n_{ljk}}$$

Nous calculons ensuite l'indice de gravité de l'entreprise l en comparant la situation de chaque établissement à la situation des établissements appartenant au même secteur dans le même département :

$$IG_l = \frac{TG_{ljk}^*}{\frac{1}{MK} \sum_{j=1}^M \sum_{k=1}^K TG_{jk}^*}$$

bénéficiaire du régime Alsace-Moselle, de la CMU, avoir changé de statut vis-à-vis de la CMU, avoir une ALD). L'effet de contexte est mesuré par les trois sous-groupes de variables faisant référence au contexte économique (taux de chômage, taux de natalité), à l'offre médicale et d'assurance maladie (densité d'omnipraticiens, pourcentage d'ALD, pourcentage de contrôle) et aux entreprises (salaire relatif par secteur d'activité et département, indicateur de risque par secteur d'activité et département).

A l'instar de Bolin (2008) et Debrand et Sirven (2009), pour calculer l'influence de chaque groupe de variables dans l'explication des différences entre les départements, nous utilisons les indicateurs d'écart absolu (différence interdépartementale) et d'écart relatif (variance interdépartementale) entre les départements. Pour ce faire, nous procéderons en deux étapes. Une première étape de l'analyse consiste à estimer trois modèles sur les arrêts maladie avec IJ, les arrêts courts et les arrêts longs. Une deuxième étape consiste à mesurer les écarts relatifs et absolus entre les situations départementales, nous utilisons les prédictions issues des neuf⁷ différentes estimations qui dépendent des variables explicatives présentes dans le modèle :

$$\begin{cases} P_{\cdot,j}^{ref} = \frac{1}{n_i} \sum_{i=1}^{n_i} (P_{i,j}^{ref}) \\ P_{\cdot,j}^{estk} = \frac{1}{n_i} \sum_{i=1}^{n_i} (P_{i,j}^{estk}). \end{cases}$$

$P_{\cdot,j}^{ref}$ correspond à la proportion moyenne estimée sur les variables de référence (âge et genre) des individus (i) ayant eu un arrêt maladie dans le département j ; alors que $P_{\cdot,j}^{estk}$ correspond à la proportion moyenne estimée (k modèle) des individus (i) ayant eu un arrêt maladie dans le département j.

L'indicateur absolu est déterminé par l'écart absolu des prédictions moyennes selon les départements, c'est-à-dire la différence entre les deux valeurs extrêmes, pour les différents déterminants inclus dans les régressions :

$$I_{abs}^k = 100 \left(1 - \frac{\max(P_{\cdot,j}^{estk}) - \min(P_{\cdot,j}^{estk})}{\max(P_{\cdot,j}^{ref}) - \min(P_{\cdot,j}^{ref})} \right).$$

Nous calculons ensuite l'écart entre ces deux proportions moyennes et la moyenne pondérée par la population de chaque département (n_j est la population d'un des départements et $N = \sum_j n_j$ la population totale des J départements) :

$$E_{\cdot,j}^k = P_{\cdot,j}^{ref} - P_{\cdot,j}^{estk} \text{ et } E_{\cdot,\cdot}^k = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \frac{n_j}{N} (E_{\cdot,j}^k).$$

Dès lors, nous pouvons déterminer l'erreur quadratique moyenne⁸ (EQM) et donc l'indicateur relatif des différences entre les départements :

$$EQM^k = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J (E_{\cdot,j}^k - E_{\cdot,\cdot}^k)^2 \text{ et } I_{rel}^k = 100 \left(1 - \frac{EQM^k}{EQM^{ref}} \right).$$

Nous avons donc deux indicateurs : un indicateur absolu (I_{abs}^k) qui mesure l'évolution entre les situations extrêmes et un indicateur relatif (I_{rel}^k) qui met en évidence l'évolution de la variance interdépartementale. Si les différences entre les départements sont uniquement dues à des différences dans la distribution des caractéristiques prises en compte dans les différents modèles, alors les valeurs de ces indicateurs devraient être nulles. Par contre si la valeur des indicateurs est différente de zéro et est modifiée par l'introduction de nouvelles variables, cela signifie que ces dernières sont des facteurs explicatifs des différences interdépartementales.

⁷ Les neuf estimations se décomposent comme suit : Nos variables de référence sont l'âge et le genre

Estimation 1 : Référence + variables individuelles

Estimation 2 : Référence + variables assurantielles

Estimation 3 : Référence + variables établissements

Estimation 4 : Effet de composition : Référence+ Individuel+assurantiel + établissement

Estimation 5 : Référence + variables socio-économiques

Estimation 6 : Référence + variables d'offre de soins

Estimation 7 : Référence + variables d'entreprise

Estimation 8 : Effet de contexte: Référence+ socio- économique+ offre de soin+ entreprise

Estimation 9 : Effet global : Effet de composition + Effet de contexte

⁸ Cet indicateur de part sa construction est très proche du calcul d'une variance Within.

Statistiques descriptives et Déterminants des Arrêts de travail

Statistiques descriptives

23,1 % de notre population a pris au moins un arrêt maladie en 2005 court, moins de 3 mois, ou long, plus de trois mois (*cf.* tableau 1). La répartition départementale de la proportion des arrêts maladie est très inégale, elle passe de 13,1 % dans le département des Hautes-Alpes à 28,9 % dans le département des Ardennes. Ces disparités se retrouvent aussi sur les arrêts courts et les arrêts longs. 21,2 % de notre population a un arrêt de moins de trois mois passant de 11,4 % dans les Hautes-Alpes à 26,7 % pour le Bas-Rhin. La population de bénéficiaires ayant pris des arrêts de plus de trois mois est très faible comparativement à celle des arrêts courts. En effet, seul 1,5 % de notre échantillon se trouve dans cette situation. Les mêmes disparités départementales s'observent, avec un minimum de 0,5 % dans les Hautes-Alpes et un maximum de 2,7 % pour les Alpes-de-Haute-Provence.

La répartition homme/femme est classique avec 55,1 % d'hommes et 44,9 % de femmes (*cf.* tableau 2). Cependant, les disparités départementales sont claires puisque dans le département des Ardennes la prise d'arrêt maladie atteint près de 62,7 % d'hommes salariés contre seulement 49,5 % dans les Hautes-Pyrénées. Les femmes prennent légèrement plus d'arrêts en moyenne que les hommes (23,7 % *vs* 19,1 %). Ce constat s'inverse avec les arrêts maladie longs. La répartition des bénéficiaires par âge correspond à la pyramide des âges des salariés du secteur privé en France. Il existe là aussi de fortes disparités départementales : avec 26,1 % de salariés de moins de 30 ans, Paris est le département le plus jeune et avec 26,6 % de salariés de plus de 50 ans, la Meuse le plus âgé. La proportion d'arrêts maladie augmente avec l'âge des bénéficiaires, que ce soit pour les arrêts de courts ou longs termes. De plus, il y a une décroissance pour les individus âgés de 60 à 65 ans, en effet, ne restent à cet âge en emploi que les salariés en bonne santé « phénomène du travailleur sain ».

Les deux tiers (68,4 %) des salariés sont entrés sur le marché du travail avant d'avoir 22 ans. Les départements d'Eure-et-Loir et du Cantal sont ceux qui ont la plus forte proportion de bénéficiaires entrés jeunes sur le marché du travail (respectivement 38,8 % pour les moins de 18 ans et 55,4 % entre 19 et 22 ans). Le département de Paris est celui qui a le plus de bénéficiaires âgés de plus de 23 ans au moment de leur entrée sur le marché du travail. Il est important de noter que la population entrant sur le marché du travail à plus de 27 ans est particulière. Il peut en effet s'agir de bénéficiaires ayant fait de très longues études, mais aussi de personnes n'étant jamais entrées sur le marché du travail pour diverses raisons et y revenant bien des années après (par exemple les mères au foyer) ou encore de nouveaux entrants sur le territoire. Les primo-entrants sur le marché du travail ont plus d'arrêts maladie que les autres. Ceux entrant avant 18 ans ont une proportion d'arrêts maladie égale à 27,5 %, ceux entrant après 27 ans à 17,2 %. La proportion d'arrêts courts est aussi décroissante avec l'âge d'entrée sur le marché du travail, avec 24,5 % pour les arrêts courts des moins de 18 ans et 15,9 % pour les plus de 27 ans.

11,2 % des salariés ont connu une période de chômage en 2004 et 8,1 % en ont eu à la fois en 2003 et en 2004. Les disparités départementales sont importantes avec un minimum de 7,7 % dans les Yvelines et un maximum de 18,3 % dans les Hautes-Pyrénées en 2004. Les périodes successives de chômage ne semblent pas impacter la prise d'arrêts maladie (qu'ils soient courts ou longs). La proportion de bénéficiaires ayant eu un arrêt court alors qu'ils ont connus des périodes successives de chômage (2003 et 2004) évolue peu par rapport à la proportion des bénéficiaires n'ayant connu une période de chômage qu'en 2004 (16,2 % *vs* 15,5 %). 5 % des bénéficiaires de notre échantillon sont passés par un épisode d'arrêt maladie en 2004, cette proportion chute à 1,2 % si les épisodes concernent 2003 et 2004. En effet, 60,7 % des bénéficiaires ayant connu plusieurs périodes de maladie en 2003 et 2004 ont eu un arrêt maladie en 2005.

Les différents régimes assurantiels des bénéficiaires modifient la proportion d'arrêts maladie. En effet, 4,2 % de notre population bénéficient du régime d'assurance Alsace-Moselle, la proportion d'arrêts maladie est de 28,2 % contre 22,9 % pour les non bénéficiaires de ce régime très localisé sur trois départements le Bas-Rhin, le Haut-Rhin et la Moselle. Un autre système assurantiel qui existe sur l'ensemble du territoire national pourrait avoir un effet sur la prise d'arrêts maladie, la Couverture maladie universelle complémentaire (CMU-C). 2,3 % de notre population bénéficie de la CMU-C. La proportion d'arrêts est de 14,9 % tandis qu'elle atteint 23,3 % pour les non bénéficiaires. De plus, les bénéficiaires de la CMU-C se répartissent inégalement sur le territoire, le minimum étant de 0,3 % pour les Hautes-Alpes et le maximum de 5,4 % pour les Pyrénées-Orientales.

Les deux principaux secteurs d'activités sont le service (69,2 %) et l'industrie (21,2 %). Le secteur industriel connaît de fortes disparités départementales, les Hautes-Alpes regroupent 6 % des salariés contre 39,6 % en Haute-Marne. Le secteur des services connaît aussi de fortes différences avec 49,2 % dans la Haute-Marne et 85,4 % pour Paris. La proportion d'arrêts de travail varie considérablement selon le secteur d'activité. En effet, le secteur agricole, qui est le moins représenté dans notre base de données, enregistre la proportion d'arrêts longs la plus élevée (4,7 %).

Le tableau 3 concerne les données de contexte départemental. En moyenne, le taux de chômage par département est de 9,5 %. 25 % des départements (1^{er} quartile) ont un taux de chômage inférieur à 8,3 % alors que 25 % (3^e quartile) ont un taux supérieur à 10,5 %. L'Hérault est le département qui a le taux de chômage le plus élevé avec 14,6 % alors que la Lozère est celui qui a le taux le plus bas avec 5,8 %. Le taux de natalité moyen par département atteint 11,8 % (1^{er} quartile =10,5 % ; 3^e quartile= 12,8 %), la répartition territoriale est très inégale puisque la Seine-Saint-Denis a un taux de natalité de 18,2 % contre 8,9 % pour la Creuse. La densité moyenne d'omnipraticiens est de 158,4 pour 100 000 habitants (1^{er} quartile =143,5 ; 3^e quartile= 169,8). Le département de l'Eure a une densité d'omnipraticiens beaucoup plus faible que Paris avec 117,3 contre 313,3 omnipraticiens pour 100 000 habitants. En ce qui concerne l'activité de contrôle de l'Assurance maladie, le pourcentage d'arrêts de travail de court terme contrôlé est en moyenne de 13,4. Il varie fortement selon le département. En effet, la Mayenne est le département ayant le pourcentage de contrôle le plus bas alors que la Nièvre est celui qui enregistre le plus fort taux (9,7 % vs 17,3 %).

Déterminants des arrêts maladie

Nous nous intéressons à l'interprétation des résultats de l'estimation de trois modèles de type *probit* modélisant la probabilité d'être en arrêts maladie, en arrêts maladie inférieur à trois mois et enfin en arrêts maladie supérieur à trois mois. Les résultats des trois modèles *probit* sont présentés dans le tableau 4. Dans un premier temps, nous commentons l'impact des variables de composition sur les arrêts de travail ; dans un deuxième temps, l'impact des variables de contexte.

En ce qui concerne les variables individuelles, les résultats des estimations économétriques montrent que les hommes prennent moins d'arrêts de travail pour maladie, toutes durées confondues. Nous retrouvons un effet non linéaire de l'âge sur la probabilité d'être en arrêt maladie⁹ et d'être en arrêt pour une durée inférieure à trois mois. Ainsi, l'âge a un effet défavorable sur la prise d'arrêt de travail pour maladie. Le signe négatif de l'âge au carré vient limiter cette progression alors que l'âge au cube associé avec un coefficient positif met en évidence un accroissement de cette probabilité. Cela semble confirmer l'idée que la prise d'arrêt de travail pour maladie est plus fréquente à partir d'un certain âge et principalement à l'approche de la retraite. A ces âges, les individus sont plus malades et les dispositifs maladies sont une voie possible de sortie vers inactivité. L'âge n'exerce pas d'effet significatif dans le cas des arrêts longs.

Chez les jeunes entrant sur le marché du travail (moins de 18 ans), l'absentéisme pour maladie est le plus fréquent quelque soit la durée de l'arrêt. La probabilité d'être en arrêt maladie décroît avec une entrée tardive sur le marché du travail. En effet, par rapport aux jeunes entrants sur le marché du travail, les individus entrant à plus de 27 ans ont une probabilité supérieure de 7,3 points de prendre un arrêt de travail. En effet, les jeunes entrant sur le marché du travail sont principalement caractérisés par un faible niveau de capital humain. Ainsi occupent ils des emplois nécessitant de faibles compétences et caractérisés par de mauvaises conditions de travail. A l'inverse, les derniers entrants sur le marché du travail sont généralement des individus au niveau d'éducation élevé, qui occupent ainsi des emplois à responsabilité et présentant d'excellentes conditions de travail.

Les épisodes de chômage durant le parcours professionnel influent sur le comportement inhérent à l'absentéisme. En effet, l'individu passé par un épisode de chômage en 2003 est moins enclin à prendre des arrêts maladie, sa probabilité diminue de 10 points pour les arrêts de travail pour maladie, de 8 points pour les arrêts courts et de 0,3 point pour les arrêts longs supérieurs à trois mois. L'une des explications serait l'existence d'un effet disciplinant de la main-d'œuvre. Les bénéficiaires ayant été au chômage en 2004 et 2003 ont une probabilité plus importante d'être en arrêts maladie. Cette variable identifie des chômeurs de longue durée ou des individus aux parcours particulièrement heurtés sur le marché du travail ayant des caractéristiques de santé très particulières. Concernant les arrêts maladie passés, le salarié qui a eu des épisodes d'arrêts maladie l'année précédente a tendance à avoir plus d'arrêts maladie. Ainsi, la probabilité d'arrêts maladie augmente de 5,7 %

⁹ Les deux points d'inflexion sont à 35 ans et 55 ans pour les arrêts en général et à 37 et 50 ans pour les arrêts courts.

pour les arrêts de moins de trois mois et de 2,3 % pour les arrêts longs pour les personnes qui ont déjà eu un arrêt en 2004. La variable Assurance vieillesse parents au foyer (AVPF) est utilisée comme *proxy* à la présence d'enfant dans le foyer. Il est commun de supposer qu'une prise d'arrêt maladie est plus importante chez les femmes car elle serait due à la présence d'enfants dans le foyer. Bénéficiaire d'un revenu AVPF en 2004 a un effet négatif et significatif sur la probabilité d'arrêt pour maladie et uniquement pour les arrêts longs. *A contrario*, les bénéficiaires ayant eu un AVPF en 2004 et 2003 ont une probabilité supérieure de 2,2 points de se trouver en arrêt maladie.

Concernant les caractéristiques présentes de l'emploi, les salariés à temps partiel et à domicile ont une probabilité plus faible de prendre un arrêt maladie que ceux travaillant à temps complet. Les résultats empiriques confirment les prédictions théoriques du modèle de salaire d'efficience de Shapiro-Stiglitz (1984), selon lesquelles le salaire réduit considérablement la probabilité de s'absenter. Le salaire exerce un effet négatif sur la probabilité d'avoir un arrêt ; cet effet se stabilise pour les très hauts salaires. Ces différences peuvent s'expliquer soit par un effet « obligation de présence » au travail pour les plus qualifiés et pour ceux occupant des emplois à responsabilité ; soit par un effet lié aux conditions de travail. Les emplois à salaires élevés sont ceux présentant moins de risques¹⁰ et par la suite moins d'arrêts maladie.

En ce qui concerne les variables liées à l'entreprise, le nombre de salariés est corrélé positivement avec la probabilité individuelle d'être en arrêt maladie (Ose, 2003). Dans les grandes entreprises (peut-être pour des raisons de moindre contrôle, moindre contrainte, moindre implication), l'absence d'un salarié aura tendance à être moins pénalisante que dans les petites (Weiss, 1985). Il peut aussi exister des différences de procédure de production. Ainsi, par rapport au secteur industriel, l'ensemble des secteurs présente un effet négatif et significatif sur la probabilité d'arrêts maladie. Les secteurs de l'agriculture, de la construction et des services ont respectivement 8,8 %, 6,1 %, 4,7 % de chances en moins d'avoir un arrêt de travail pour maladie par rapport au secteur de l'industrie.

Dorénavant, nous centrons notre analyse sur les effets de contexte. De par sa construction, l'indicateur de gravité peut être considéré comme un *proxy* des conditions de travail dans l'entreprise : plus l'indicateur de gravité est élevé, plus l'entreprise présente de risques pour le salarié par rapport aux autres entreprises du même secteur d'activité et du même département. Nos résultats mettent en avant une relation positive entre l'indicateur de gravité de l'entreprise et les arrêts maladie individuels. L'autre facteur de contexte faisant référence à l'entreprise est l'indicateur de salaire relatif. L'introduction de cette variable nous permet de tester les résultats théoriques avancés par la théorie du salaire d'efficience (Shapiro et Stiglitz, 1984). Nous observons une corrélation négative. Ainsi, un indicateur de salaire relatif élevé reflétant un salaire moyen supérieur dans l'entreprise par rapport aux entreprises comparables est lié négativement avec la prise individuelle d'arrêts maladie. Le salaire a donc un double effet : un effet individuel et un effet relatif.

Enfin en ce qui concerne les variables départementales, nous avons choisi d'introduire les variables en niveaux et pour observer s'il existe des effets absolus et de saturation. Pour les variables sociodémographiques, nos résultats mettent en évidence une relation significative entre le taux de chômage et l'absentéisme pour maladie (Bliksvaer et Helliesen, 1997). Le taux de chômage départemental a un effet positif et significatif aussi dans le cas d'arrêts courts. Les départements ayant un taux de chômage élevé ont une probabilité plus grande d'avoir des arrêts maladie.

Concernant les variables d'offre médicale et d'assurance maladie, la densité d'omnipraticiens a un effet significatif concave sur la prise d'arrêts maladie. Etre dans un département où la densité est faible augmente la probabilité individuelle d'être en arrêts maladie. Il existe un effet de saturation à partir de 147 (à recalculer avec les nouvelles estimations) médecins pour 100 000 habitants. Au-delà de ce seuil, la probabilité commence à diminuer. Le pourcentage de contrôle des arrêts courts exercés par l'Assurance maladie influence négativement et significativement la prise d'arrêts maladie. La probabilité de prendre un arrêt diminue dès que la fréquence du contrôle augmente dans le département. Ce résultat peut être une preuve de son efficacité obtenir ainsi une diminution de la probabilité de « tirer au flanc » (Ross, 1973; Lazear, 1979). Le pourcentage départemental d'ALD a des effets significatifs sur les trois types d'arrêts maladie. La probabilité d'arrêts maladie augmente dès que le pourcentage départemental d'ALD augmente. Cette relation s'inverse si l'on considère les arrêts de plus de trois mois. Le taux de natalité départementale à l'effet attendu sur la prise d'arrêts maladie, il est significatif et

¹⁰ Ce résultat contredit la théorie de différentiel de salaire compensatrice (Ose, 2003; Shapiro et Stiglitz, 1984), selon laquelle un salarié ayant de bonnes conditions de travail acceptera un salaire moins élevé qu'un salarié ayant des conditions de travail plus difficiles afin de compenser la pénibilité subie.

concave. La relation entre le taux de natalité et les arrêts maladie est plus forte pour les arrêts courts que pour les arrêts longs.

Nos différents modèles font ressortir les effets attendus, les variables de composition et de contexte ont bien un impact sur la prise d'arrêts maladie. Cependant cette première partie n'est pas suffisante, elle ne mesure pas l'apport d'information de chaque groupe de variables. Nous allons procéder à une analyse de la différence et de la variance interdépartementale afin d'obtenir ces informations.

Disparités géographiques : effets de composition et de contexte

Comme nous l'avons indiqué, deux indicateurs ont été construits : un indicateur absolu (I_{abs}^k) qui mesure l'évolution entre les situations extrêmes (c'est-à-dire la différence de probabilité d'être en arrêts de travail entre le département dans lequel cette dernière est la plus élevée et le département dans lequel elle est la plus faible) et un indicateur relatif (I_{rel}^k) qui met en évidence l'évolution de la variance interdépartementale (c'est-à-dire l'écart quadratique moyen des probabilités d'être en arrêts de travail pour l'ensemble des départements).

La première observation porte sur le pouvoir explicatif de l'ensemble de nos variables pour comprendre les différences entre les départements. Concernant l'indicateur absolu, l'ensemble des variables explique pour 41,8 % des écarts absolus de la probabilité d'être en arrêt maladie entre les départements. Cette proportion est équivalente en ce qui concerne les arrêts courts (39,7 %). *A contrario*, nos différents déterminants ne semblent pas expliquer les différences départementales d'être en arrêt maladie supérieur à trois mois (9,4 % mais non significatif). Autrement dit, nos variables ne réduisent pas l'écart maximum entre les situations départementales. En ce qui concerne l'indicateur relatif, l'ensemble de nos variables explique pour 65,3 % de l'erreur quadratique moyenne du modèle de référence, c'est-à-dire sur l'écart quadratique moyen des prédictions. Cette proportion est similaire à celle de la probabilité d'être en arrêt maladie inférieur à trois mois (63,8 %). Pour les arrêts longs, les variables expliquent significativement 28,7 % des disparités interdépartementales. En résumé, nos variables semblent donc expliquer la variance interdépartementale sans comprendre les situations extrêmes.

La deuxième observation porte sur la différence entre effet de composition et effet de contexte. Il ne semble pas exister de différences significatives entre les deux effets ; ils expliquent autant l'un que l'autre les disparités départementales. Ainsi en ce qui concerne l'indicateur absolu, l'effet de composition explique 23,3 % de l'écart maximum dans les probabilités d'être en arrêts maladie entre les départements, alors que l'effet de contexte explique 33,8 % de cet écart maximum (respectivement 20,6 % et 31,1 % pour la probabilité d'être en arrêt maladie inférieur à trois mois). Concernant l'indicateur relatif, les proportions de l'erreur quadratique moyenne expliquées par l'effet de composition sont de 45,3 % et de 47,3 % pour l'effet de contexte de la probabilité d'être en arrêt maladie (respectivement 43,7 % et 46,1 % pour la probabilité d'être en arrêt maladie inférieur à trois mois ; et 23,3 % et 13,5 % pour la probabilité d'être en arrêt maladie supérieur à trois mois).

La troisième observation porte sur les décompositions des effets de contexte et des effets de composition. Pour l'effet de composition, nous avons regroupé les variables en trois sous-ensembles dénommés « individuel » (âge d'entrée sur le marché du travail, statut d'occupation du bénéficiaire en 2004 et 2003, situation passée sur le marché du travail), « assurantiel » (être bénéficiaire du régime d'Alsace-Moselle, de la CMU, avoir changé de statut vis-à-vis de la CMU, être en ALD) et « établissement » (salaire, taille de l'établissement et secteur d'activité). Pour l'effet de contexte, nous avons regroupé les variables en trois sous-ensembles dénommés « socio-économique » (taux de chômage, taux de natalité), « assurance et offre » (densité d'omnipraticiens, pourcentage d'ALD et contrôle des arrêts maladie) et « entreprise » (indicateur de salaire relatif et département, ratio de risque par secteur d'activité et département). Le premier constat est qu'il existe une différence entre l'indicateur absolu et l'indicateur relatif. Alors que tous les groupes de variables sont significatifs dans l'explication de l'indicateur relatif, seulement deux (« individuel » pour les effets de composition et « assurance et offre » pour les effets de contexte) sont significatifs dans l'explication de l'indicateur absolu. Tous les groupes de variables, avec une importance plus ou moins grande, expliquent l'erreur quadratique moyenne (indicateur relatif) des proportions d'arrêts maladie, mais uniquement les deux groupes précités offrent une explication des situations extrêmes. Notons que ces deux groupes sont aussi ceux qui expliquent le plus l'indicateur relatif. En ce qui concerne les effets de composition, les variables du groupe « individuel » expliquent 19,3 % (I_{abs}^{ind}) de l'indicateur absolu et 29,3 % (I_{rel}^{ind}) de l'indicateur relatif pour la probabilité d'avoir un arrêt maladie. Ce sont alors les variables individuelles qui expliquent le plus l'effet de composition ; ce qui confirme les observations faites lors de l'analyse des statistiques descriptives. Pour les effets de contexte, les variables « assurance et offre » semblent jouer un rôle prépondérant aussi bien pour l'indicateur absolu que relatif. Pour la probabilité d'être en arrêt de travail, la proportion expliquée par les indicateurs sont $I_{abs}^{off}=33,9\%$ et $I_{rel}^{off}=42,3\%$, concernant la probabilité d'être en arrêt de travail de moins de trois mois, les proportions sont $I_{abs}^{off}=31,8\%$ et $I_{rel}^{off}=42,4\%$.

La quatrième observation porte sur les décompositions des deux groupes de variables qui expliquent le plus les disparités interdépartementales, c'est-à-dire l'effet de composition « individuel » et l'effet de contexte « assurance et offre » (cf. tableau 6). Toutes les variables incluses dans ces deux groupes n'ont pas les mêmes effets sur les deux indicateurs. Les trois variables les plus déterminantes sont: le pourcentage d'arrêts de travail contrôlés ($I_{abs}=25,1\%$ et $I_{rel}=31,4\%$), la densité d'omnipraticiens ($I_{abs}=21,4\%$ et $I_{rel}=28,6\%$) et l'âge d'entrée sur le marché du travail ($I_{abs}=12,7\%$ et $I_{rel}=23,0\%$). Dans une moindre mesure, le statut d'occupation passé explique aussi les disparités interdépartementales ($I_{abs}=4,5\%$ et $I_{rel}=7,5\%$). Ces deux variables de composition reflètent en partie la situation « passée » (ou d'origine) des individus par rapport au marché du travail. Elles pourraient mettre en évidence des phénomènes de latence ou d'hystérésis dans la relation entre la structure du marché du travail et la proportion d'arrêts maladie.

Autant que pour l'analyse d'autres types de dépenses maladie ou des inégalités de santé, les disparités géographiques des arrêts maladie sont la conséquence de différences d'offre de soins et de nombre de contrôles effectués par l'Assurance maladie plus que de différences de composition, même si la situation sur le marché du travail semble avoir une certaine importance.

Conclusion

L'objet de cet article était de comprendre les disparités interdépartementales des arrêts maladie. Autant les évolutions macroéconomiques conjoncturelles ont été souvent étudiées, autant les différences géographiques l'ont peu été. A l'aide de la base de données Hygie, construite à partir de la fusion de différents fichiers administratifs sur les salariés du secteur privé en France en 2005, après avoir rappelé les différents déterminants des arrêts maladie et leur importance pour comprendre les disparités géographiques, nous avons mené une analyse empirique en trois temps: une analyse descriptive pour mettre en évidence les différences interdépartementales, une analyse multivariée pour mettre en avant les facteurs explicatifs de la probabilité individuelle d'être en arrêt maladie et enfin grâce à deux indicateurs spécifiques, une analyse des déterminants des différences entre les départements.

Nos diverses modélisations montrent qu'une grande partie des disparités interdépartementales peuvent être expliquées. Les effets de composition et les effets de contexte constituent approximativement la moitié de l'indicateur absolu (variation de l'écart absolu) et les deux tiers de l'indicateur relatif (variation de l'erreur quadratique moyenne). Parmi les groupes de variables que nous avons constitués, ce sont les variables « assurance et offre », « individuel » qui expliquent le plus les disparités interdépartementales. Plus précisément, le pourcentage d'arrêts de travail contrôlés, pouvant s'apparenter à un contrôle de l'*aléa moral*, et la densité d'omnipraticiens, impliquant une réflexion en termes de demande induite et la situation « passée » sur le marché du travail semblent être à l'explicatif des différences interdépartementales.

Contrairement à d'autres variables de composition ou de contexte qui ont soit une inertie d'évolution temporelle certaine (par exemple: le taux de natalité, le secteur industriel,...), soit des variables selon lesquelles la politique publique de santé a peu d'effet (par exemple: politique de rémunération des entreprises, taux de chômage), le pourcentage d'arrêts de travail contrôlés et la densité d'omnipraticiens sont déjà des leviers importants des politiques de santé. Notre recherche montre qu'ils pourraient être utilisés comme des instruments pour une politique publique visant à la réduction des disparités géographiques. Toutefois, il est possible de se demander si cette réduction est souhaitable: disparité ne veut pas obligatoirement dire inégalité et voir inéquité.

Pour valider nos résultats, nous nous appuyerions dans un futur proche sur la dimension panel de la base Hygie. Nous pourrions ainsi étudier ces disparités interdépartementales en tenant compte de deux phénomènes spécifiques. D'une part nous pourrions analyser les liens de causalités entre les variables déterminantes et les arrêts maladie et d'autre part nous pourrions aller plus loin dans l'analyse « employeurs/employés » qu'avec l'introduction des variables salaires d'efficience et indice de gravité.

Bibliographie

- Abowd J., Kramarz F. et S. Woodcock (2008): Econometric Analyses of Linked Employer-Employee Data, in *The Econometrics of Panel Data*, Matyas et Sevestre (eds.), pp. 727-760.
- Acevedo-García D et Lochner K.A. (2003): Residential segregation and health, in *Neighborhoods and Health* Kawachi et Berkman (eds.), pp. 265-81.
- Aiuppa T. et Trieschniann J. (1998): Moral Hazard in the French Workers' Compensation System, *The Journal of Risk and Insurance*, 65 (1), pp. 125-133.
- Allen S.G. (1981): An empirical model of work attendance, *Review of Economics and Statistics*, 63, pp. 77-87.
- Arai M. et Thoursie P. (2005): Incentives and selection in cyclical absenteeism, *Labour Economics*, 12, pp. 269-280.
- Askildsen J.E., Bratberg E et Nilsen Ø. (2005): Unemployment, labour force composition and sickness absence: A panel data study, *Health Economics*, 14, pp. 1099-1050.
- Barmby T., Ercolani M. (2010): Understanding the North-South divide in UK employees' sickness absence: a Blinder-Oaxaca decomposition
- Barmby T., Orme C. et Treble J. (1995): Worker absence histories: a panel data study, *Labour Economics*, 2, pp. 53-65.
- Barmby T. et Treble J. (1991): Absenteeism in a median-sized manufacturing plant, *Applied Economics*, 23, 161-166.
- Barmby, T. et Stephan, G. (2000): Worker Absenteeism: Why Firm Size May Matter, *Manchester School*, 68(5), pp. 568-77.
- Benabou R. (1993): Workings of a City: Location, Education, and Production, *The Quarterly Journal of Economics*, 108 (3), pp. 619-652.
- Blanchet D. et Debrand T. (2007): Souhaiter prendre sa retraite le plus tôt possible: santé, satisfaction au travail et facteur monétaire, *Economie et Statistique*, 403-404, pp. 39-62.
- Bliksvaer T. et Helliessen A. (1997): A study of 11 LES countries, *Luxembourg Employment Study working paper n°3*.
- Bolin K., Lindgren A. et Lundborg P. (2008): Utilization of physician service in the 50+ population. The relative importance of individual versus institutional factor in ten European countries, *NBER Working paper n°14096*.
- Borjas G. (1998): To Ghetto or Not to Ghetto: Ethnicity and Residential Segregation, *Journal of Urban Economics*, 44(2), pp. 228-253
- Bound J. (1991): Self-Reported versus Objective Measures of Health in Retirement Models », *Journal of Human Resources*, 26 (1), pp. 106-138.
- Bridges S. et Mumford K. (2001) : Absenteeism in the UK: A Comparison across Genders, *Manchester School*, 69(3), pp. 276-284.
- Browning M., Dano A.M., et Heinesen E. (2006): Job displacement and stress-related health outcomes, *Health Economics*, 15(10), pp. 1061-1075.
- Butler R. et Worrall J. (1991): Claims Reporting and Risk Bearing Moral Hazard in Workers' Compensation, *The Journal of Risk and Insurance*, 58 (2), pp. 191-204.
- Case A. et Deaton A. (2003): Broken down by work and sex: how our health declines, *NBER Working Paper* 982.
- Chaupain-Guillot S. et Guillot O. (2007) : Les absences au travail : une analyse à partir des données française du panel européen des ménages, *Economie et Statistique*, 408-409, pp. 45-75.
- Congdon P., Shouls S. and Curtis S. (1997): A multi-Level perspective on small area health and mortality: a case study of england and Wales, *International journal of population geography*, 3, pp. 243-263
- Crane J. (1991): The Epidemic Theory of Ghettos and Neighborhood Effects on Dropping Out and Teenage Childbearing, *The American Journal of Sociology*, 96 (5), pp. 1226-1259.
- Cutler D., Glaeser E. and Vidgor J. (1999): The rise and decline of the American Ghetto, *Journal of Political Economy*, 107, pp. 455-506.
- Depardieu D. et Lollivier S. (1985): Les facteurs de l'absentéisme, *Economie et Statistique*, 176(1), pp. 15-26.
- Dionne G. et Michel P. (1991): Workers' compensation and moral hazard, *The Review of Economics and Statistics*, 73 (2), pp. 236-244.
- Dunn L. et Youngblood S. (1986): Absenteeism as a mechanism for approaching an optimal labor market equilibrium: an empirical study, *Review of Economics and Statistics*, 68, pp. 668-674.
- Engelland A. et Riphahn R. (2005) : Temporary contracts and employee effort, *Labour Economics*, 12(3), pp. 281-299.
- Ekblad K. et Bokenblon M. (2010) : Sickness absence and local cultures, Working paper, *Sweedish Business School*
- Expert A. (2007) : Les disparités géographiques de consommation d'indemnités journalières maladie », *CNAM Point Repère* n°11.
- Fahr R. et Frick B. (2007): On the Inverse Relationship between Unemployment and Absenteeism: Evidence from Natural Experiments and Worker Heterogeneity, *IZA Discussion Paper* n°3171.
- Grignon M. et Renaud T. (2007) : Sickness and injury leave in France: Moral hazard or strain, *IRDES Document de Travail* n°4.
- Haltiwanger J., Lane J., Spletzer J. et Troske K. (1999): *The Creation and Analysis of Employer-Employee Matched Data*, North-Holland.
- Henrekson M. et Persson M. (2004) : The effects on sick leave of changes in the sickness insurance system, *Journal of Labor Economics*; 22, pp. 87-113.
- Ichino A. et Maggi G. (2000): Work environment and individual background: explaining regional shirking differentials in a large Italian firm, *The Quarterly Journal of Economics*, 115 (3), pp. 1057-1090.
- Johansson P. et Palme M. (2002): Assessing the effect of public policy on worker absenteeism, *Journal of Human Resources*, 37, pp. 381-409.
- Johansson P. et Palme M. (2005) : Moral hazard and sickness insurance, *Journal of Public Economics*, 89, pp. 1879-1890.
- Kawachi I. et Berkman L.F. (2003): *Neighborhoods and health*, Oxford University Press.

- Kuhn A., Lalive R. et Zweimüller J. (2009) : The public health costs of job loss, *Journal of Health Economics*, 28(6), pp. 1099-1115.
- Kusnik-Joinville O., Lamy C., Merlière Y. et Polton D. (2006) : Déterminants de l'évolution des indemnités journalières maladie, *CNAM Point Repère* n°5.
- Lazear E. (1979): Why is there mandatory retirement? *Journal of Political Economy*, 87, pp. 1261-1284.
- Leigh P. (1983): Sex differences in absenteeism, *Industrial Relations*, 22, pp.349-361.
- Leigh P. (1985): The effect of unemployment and the business cycle on absenteeism, *Journal of Economics and Business*, 37, pp.170-195.
- Leigh P. (1991): Employee and job attributes as predictors of absenteeism in a national sample of workers: the importance of health and dangerous working conditions, *Social Science & Medicine*, 33 (2), pp. 127-137.
- Little A. (2009): Spatial Pattern of Economic Activity and Inactivity in Britain: People or Place Effects?, *Régional Studies*, 43 (7),pp. 877 - 897
- Livanos I. et Zangelidis A. (2010): Sickness Absence: a Pan-European Study, *MPRA Paper* n° 22627.
- Olsson M. (2009) : Employment protection and sickness absence, *Labour Economics*, 16, pp. 208-214.
- Ose S. (2005) : Working conditions, compensation and absenteeism, *Journal of Health Economics*, 24, pp. 161-188.
- Primoff Vistnes J. (1997): Gender Differences in Days Lost from Work Due to Illness, *Industrial and Labor Relations Review*, 50 (2), pp. 304-323.
- Puhani P. et Sonderhofl K. (2010): The effects of a sick pay reform on absence and on health-related outcomes, *Journal of Health Economics*, 29, pp. 285-302.
- Rhodes S. et Stears R. (1984): Knowledge and speculation about absenteeism, Goodman et Atkin (Eds.), *Absenteeism: New approaches to understanding measuring and managing absence*, pp.229-275.
- Rice T. (1983): The Impact of Changing Medical Care Reimbursement Rates on Physician- Induced Demand, *Medical Care*, 21 (8), pp. 803-815.
- Ross S. (1973): The Economic Theory of Agency: The Principal's Problem, *American Economic Review*, 63, pp. 134-139.
- Shapiro C. et Stiglitz J. (1984): Equilibrium unemployment as a worker discipline device, *The American Economic Review*, 74 (3), pp.433-444.
- Strauss J. et Thomas D. (1998): Health, Nutrition, and Economic Development, *Journal of Economic Literature*, 36 (2), pp. 766-817.
- Subramanian S., Kawachi I et Kennedy BP (2001): Does the state you live in make a difference? Multilevel analysis of self-rated health in the US, *Social Science and Medicine*; 53, pp. 9-19.
- Valssenko E. et Willard J-C. (1984) : Absentéisme: le poids des facteurs collectifs, *Economie et Statistique*, 164 (1), pp. 39-51.
- Weiss A. (1985) : Absenteeism and wages, *Applied Economics*, 19, pp. 277-279.
- Zenou Y. (2000) : Urban unemployment, agglomeration and transportation policies, *Journal of Public Economics*, 77 (1), pp. 97-133.

Tableau 1 : Proportion d'arrêts maladie

	Proportion d'arrêt (en %) maladie dans l'échantillon	Minimum (en %) selon les départements	Maximum (en %) selon les départements
Avoir eu au moins un IJ	23,1	13,1	28,9
Avoir eu au moins un IJ de moins de trois mois	21,2	11,4	26,7
Avoir eu au moins un IJ de plus de trois mois	1,5	0,5	2,7

Tableau 2: Statistiques descriptives sur les individus de l'échantillon

	Echantillon de l'étude (en %)	Minimum (en %) selon les départements	Maximum (en %) selon les départements	Pourcentage de la population ayant eu un arrêt maladie	Pourcentage de la population ayant eu un arrêt maladie inférieur à 3 mois	Pourcentage de la population ayant eu un arrêt maladie supérieur à 3 mois
Genre						
Homme	55,1	49,5	62,7	20,7	19,1	1,8
Femme	44,9	37,3	50,5	25,9	23,7	1,2
Age						
[25 30[16,3	11,4	22,1	21,5	20,5	1,2
[30 35[16,8	12,7	20,1	23,3	22,1	1,3
[35 40[16,3	12,7	20,0	22,7	21,4	1,2
[40 45[15,2	12,2	18,9	22,1	20,5	1,3
[45 50[13,5	9,7	19,8	23,4	21,3	1,6
[50 55[11,9	8,8	15,6	25,2	22,2	1,9
[55 60[8,8	7,0	12,1	25,4	21,2	2,2
[60 65[1,3	0,4	3,5	18,6	15,0	1,6
Age d'entrée sur le marché du travail						
Moins de 18 ans	24,4	8,2	38,8	27,5	24,5	2,0
19-22ans	44,0	28,8	55,4	24,3	22,5	1,5
23-26ans	22,6	13,8	40,1	18,3	17,1	1,0
Plus de 27ans	9,1	3,7	22,9	17,2	15,9	1,0
Statut d'occupation: Avoir eu un épisode de chômage						
Aucun épisode de chômage en 2004	88,8	81,7	91,5	23,9	21,9	1,5
Episode de chômage en 2004	11,2	7,7	18,3	16,7	15,5	1,1
Aucun épisode de chômage en 2003 et 2004	91,9	86,1	94,6	23,6	21,6	1,5
Episode de chômage en 2003 et 2004	8,1	5,4	13,9	17,5	16,2	1,2
Statut d'occupation: Avoir eu un épisode d'arrêt maladie						

Aucun épisode d'arrêt maladie en 2004	95,0	92,0	97,3	21,7	20,7	1,2
Episode d'arrêt maladie en 2004	5,0	2,7	8,0	48,9	31,1	8,3
Aucun épisode d'arrêt maladie en 2003 et 2004	98,8	97,0	99,8	22,6	21,0	1,4
Episode d'arrêt maladie en 2003 et 2004	1,2	0,2	3,0	60,7	33,3	10,4
Avoir Bénéficié de l'Assurance Vieillesse Parents au Foyer (AVPF)						
N'a pas bénéficié de l'AVPF en 2004	96,1	93,7	98,0	23,1	21,2	1,5
Top AVPF en 2004	3,9	2,0	6,3	23,4	21,9	1,5
N'a pas bénéficié de l'AVPF en 2003 et 2004	96,9	94,5	98,6	23,1	21,2	1,5
Top AVPF en 2003 et 2004	3,1	1,4	5,5	22,9	21,4	1,5
Temps de travail						
Temps complet	74,6	57,6	81,3	23,7	21,9	1,4
Travail à temps partiel, domicile et autre	25,4	13,2	38,1	21,4	19,3	1,7
Régime assurantiel						
Bénéficiaire du régime Alsace Moselle	4,2	0,0	87,1	28,2	26,5	1,7
Bénéficiaire du régime générale (hors Alsace Moselle)	95,8	12,9	100	22,9	21,0	1,5
Bénéficiaire de la CMU complémentaire	2,3	0,3	5,4	14,9	13,6	1,1
Ne bénéficie pas de la CMU	97,7	94,6	99,7	23,3	21,4	1,5
A changé de statut vis-à-vis de la CMU complémentaire en cours d'année	1,9	0,4	3,9	32,9	30,1	2,5
N'a pas changé de statut vis-à-vis de la CMU	98,1	96,1	99,6	22,9	21,0	1,5
Avoir un ALD	6,5	4,6	10,2	42,7	31,4	5,8
Sans ALD	93,5	89,8	95,4	21,7	20,5	1,2
Secteur d'activité						
Industrie	21,2	6,0	39,6	28,1	26,1	1,6
Agriculture	0,0	0,0	0,6	19,6	17,8	4,7
Construction	6,1	1,7	11,4	20,2	18,5	1,1
Service	69,2	49,2	85,4	22,1	20,2	1,5
Effectif total	262 998	267	11 638	60 675	55 718	3 871

Tableau3 : Statistiques descriptives sur les variables départementales

	Moyenne	Q1	Q3
Salaire des bénéficiaires	20 300,4 €	10 640,5 €	25 274,2 €
Effectif de travailleur dans l'établissement	268	10,7	188,1
Taux de chômage annuel moyen	9,5	8,3	10,5
Taux de natalité	11,8	10,5	12,8
Indicateur du salaire relatif	1,3	0,9	1,3
Ratio de risque	-0,04	-0,09	0,03
Pourcentage d'ALD	13,3	12,1	14,3
Pourcentage d'arrêt de travail contrôlé	13,4	11,2	14,8
Densité d'omnipraticien	158,4	143,5	169,8

Tableau 4: Les déterminants des indemnités journalières versées par l'Assurance Maladie (effets marginaux)

	Probabilité d'être en arrêt maladie	Probabilité d'être en arrêt maladie inférieur à 3 mois	Probabilité d'être en arrêt maladie supérieur à 3 mois
Genre			
Homme	-0,056***	-0,057***	-0,001***
Femme	<i>réf</i>	<i>réf</i>	<i>réf</i>
Age du bénéficiaire			
Age	0,240***	0,227***	-0,006
Age au carré	-0,056***	-0,054***	0,002
Age au cube	0,004***	0,004***	-0,000
Age d'entrée sur le marché du travail			
Moins de 18 ans	<i>réf</i>	<i>réf</i>	<i>réf</i>
19-22 ans	-0,019***	-0,020***	-0,000
23-26 ans	-0,062***	-0,061***	-0,001***
Plus de 27 ans	-0,073***	-0,066***	-0,002***
Statut d'occupation: Avoir eu un épisode de chômage			
Épisode de chômage en 2004	-0,103***	-0,089***	-0,003***
Épisode de chômage en 2003 et 2004	0,045***	0,039***	0,001*
Statut d'occupation: Avoir eu un épisode d'arrêt maladie			
Épisode d'arrêt maladie en 2004	0,181***	0,057***	0,023***
Épisode d'arrêt maladie en 2003 et 2004	0,091***	0,003	-0,000
Avoir Bénéficié de l'Assurance Vieillesse Parents au Foyer (AVPF)			
Top AVPF en 2004	-0,042***	-0,007	-0,002***
Top AVPF en 2003 et 2004	0,022**	-0,012	0,002
Régime assurantiel			
Etre Bénéficiaire du régime Alsace Moselle	0,040***	0,042***	0,001
Bénéficiaire de la CMU complémentaire	-0,148***	-0,136***	-0,003***
Avoir changé de statut vis-à-vis de la CMU en cours d'année	0,240***	0,230***	0,006***
Avoir une Affectation Longue Durée	0,176***	0,101***	0,014***
Temps de travail			
Temps complet	<i>réf</i>	<i>réf</i>	<i>réf</i>
Travail à temps partiel, domicile et autre	-0,050***	-0,042***	-0,002***
Salaire			
Salaire	-0,274***	-0,132***	-0,047***
Salaire au carré	0,042***	-0,025***	0,038***
Salaire au cube	-0,002***	0,001***	-0,009***
Caractéristiques de l'établissement			
Nombre de salarié dans l'établissement ($\times 10$)	0,020***	0,018***	0,000
Nombre de salarié dans l'établissement au carré ($\times 10^2$)	-0,001***	-0,001***	0,000
Secteur d'activité			
Industrie	<i>réf</i>	<i>réf</i>	
Agriculture	-0,088**	-0,085**	0,014**
Construction	-0,061***	-0,054***	-0,002***
Service	-0,047***	-0,044***	-0,001***
Contexte économique			
Taux de chômage annuel moyen	0,003***	0,003***	0,000
Taux de natalité	0,032***	0,025***	0,002***
Taux de natalité au carré	-0,001***	-0,001***	-0,000***
Assurance Maladie			
Densité d'omnipraticien pour 100 000 habitants ($\times 10^2$)	0,055***	0,050***	0,002
Densité d'omnipraticien pour 100 000 habitants au carré ($\times 10^4$)	-0,019***	-0,017***	-0,001
Pourcentage d'ALD ($\times 10^2$)	0,066***	0,013**	-0,002*
Pourcentage d'arrêt de travail contrôlé	-0,002***	-0,003***	0,000
Contexte d'entreprise			
Indicateur de salaire relatif	-0,005***	-0,005***	-0,000*
Indicateur de gravité des accidents ($\times 10^2$)	0,853***	0,987***	-0,024
Nombre d'observations	262 998	262 998	262 998
Nombre d'observations (arrêt maladie=1)	60 675	55 718	3 871
LR chi2 (34)	14 903,68	8 487,72	4 662,08
Prob > chi2	0	0	0
Pseudo R2	0,05	0,03	0,12
obs. P	0,23	0,21	0,01

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

Tableau 5 : Analyse de la différence et de la variance interdépartementale.

	Probabilité d'être en arrêt maladie	Intervalle de confiance	Probabilité d'être en arrêt maladie inférieur à 3 mois	Intervalle de confiance	Probabilité d'être en arrêt maladie supérieur à 3 mois	Intervalle de confiance
Indicateur absolu						
<i>Référence</i>	0,00		0,00		0,00	
Individuel	19,35	(13,1 ; 25,6)	16,33	(11,1 ; 21,6)	4,03	(-7,5 ; 15,5)
Assurantiel	0,39	(-4,4 ; 5,2)	1,13	(-3,9 ; 6,1)	2,94	(-5,4 ; 11,3)
Etablissement	4,29	(-6,3 ; 14,9)	6,72	(-1,4 ; 14,8)	-6,68	(-19,4 ; 6,0)
Effet de Composition	23,39	(14,0 ; 32,8)	20,68	(12,2 ; 31,1)	4,95	(-10,7 ; 20,6)
Socio-Economique	3,67	(-2,4 ; 9,7)	3,25	(-1,5 ; 8,0)	0,55	(-6,7 ; 7,8)
Assurance et offre	33,95	(20,0 ; 47,6)	31,88	(17,9 ; 45,8)	2,14	(-12,7 ; 17,0)
Entreprise	1,16	(-2,2 ; 4,6)	0,83	(-2,3 ; 4,0)	0,16	(-0,7 ; 1,1)
Effet de contexte	33,89	(18,5 ; 49,3)	31,13	(16,7 ; 45,6)	3,17	(-10,8 ; 17,2)
<i>Effet total</i>	41,82	(25,9 ; 57,8)	39,73	(24,5 ; 55,0)	9,49	(-6,5 ; 25,5)
Indicateur relatif						
<i>Référence</i>	0,00		0,00		0,00	
Individuel	29,37	(25,4 ; 33,3)	26,58	(23,6 ; 29,5)	13,70	(7,7 ; 19,6)
Assurantiel	7,82	(4,7 ; 11,0)	9,16	(6,0 ; 12,3)	2,21	(-1,7 ; 6,1)
Etablissement	20,69	(17,3 ; 24,0)	20,70	(17,8 ; 23,6)	9,26	(2,9 ; 15,6)
Effet de Composition	45,33	(40,2 ; 50,5)	43,78	(39,1 ; 48,5)	23,31	(16,4 ; 31,9)
Socio-Economique	9,60	(6,4 ; 12,8)	8,79	(5,6 ; 11,9)	7,55	(2,2 ; 12,9)
Assurance et offre	42,35	(33,6 ; 51,1)	42,45	(34,8 ; 50,1)	7,90	(-1,8 ; 17,6)
Entreprise	1,71	(1,1 ; 2,4)	1,58	(1,0 ; 2,2)	0,54	(0,1 ; 1,0)
Effet de contexte	47,32	(37,9 ; 56,7)	46,19	(37,3 ; 55,0)	13,53	(5,1 ; 22,0)
<i>Effet total</i>	65,33	(57,5 ; 73,1)	63,83	(56,3 ; 71,4)	28,72	(18,8 ; 38,6)

Note : La moyenne des effets est basée sur 400 simulations sur la base initiale. Les intervalles de confiance ont été obtenues à partir de la moyenne de la simulation $\pm 1,96 \times$ l'écart-type de la simulation.

Référence: Age (son carré et son cube), sexe,

- 1- Individuel : Age d'entrée sur le marché du travail, Statut d'occupation du bénéficiaire en 2004 et 2003, situation passée sur le marché du travail, temps de travail,
- 2- Assurantiel : Etre bénéficiaire du régime Alsace Moselle, de la CMU, avoir changé de statut vis à vis de la CMU, être en ALD
- 3- Etablissement: salaire (au carré et au cube), taille de l'établissement, secteur d'activité,
- 4- Effet de composition : Individuel+assurantiel + établissement (1+2+3)
- 5- Socio-économique: Taux de chômage, taux de natalité (et son carré).
- 6- Assurance et offre : Densité d'omnipraticien, pourcentage d'ALD, contrôle des arrêts maladie
- 7- Entreprise: Indicateur de salaire relatif et département, Taux de gravité des accidents du travail par secteur d'activité et département.
- 8- Effet de contexte: Socio-économique+ offre de soin+ entreprise (4+5+6)
- 9- Effet global : effet de composition+effet de contexte (4+8)

Tableau 6 : Analyse de la différence et de la variance interdépartementale des variables clés.

	Probabilité d'avoir un arrêt maladie	Intervalle de confiance	Probabilité d'avoir un arrêt maladie inférieur à 3 mois	Intervalle de confiance	Probabilité d'avoir un arrêt maladie supérieur à 3 mois	Intervalle de confiance
Indicateur absolu						
Effet Individuel	19,35	(13,1 ; 25,6)	16,33	(11,1 ; 21,6)	4,03	(-7,5 ; 15,5)
Age d'entrée sur le marché du travail	12,78	(6,1 ; 19,5)	11,54	(5,2 ; 17,9)	0,15	(-5,7 ; 6,0)
Temps de travail	2,58	(-1,3 ; 6,5)	3,14	(-0,8 ; 7,1)	-0,13	(-0,6 ; 0,3)
Statut d'occupation passé	4,55	(0,35 ; 8,8)	1,77	(-0,1 ; 3,5)	4,64	(-5,4 ; 14,7)
Effet Assurance et offre	33,95	(20,0 ; 47,6)	31,88	(17,9 ; 45,8)	2,14	(-12,7 ; 17,0)
Densité d'omnipraticien	21,45	(15,4 ; 27,8)	19,78	(12,3 ; 27,2)	2,06	(-5,4 ; 9,5)
Pourcentage d'ALD	0,85	(-5,3 ; 7,0)	1,29	(-4,5 ; 7,0)	0,35	(-1,5 ; 2,2)
Pourcentage d'arrêt de travail contrôlé	25,12	(8,9 ; 41,3)	24,27	(7,9 ; 40,6)	-1,46	(-17,1 ; 14,2)
Indicateur relatif						
Effet Individuel	29,37	(25,4 ; 33,3)	26,58	(23,6 ; 29,5)	13,70	(7,7 ; 19,6)
Age d'entrée sur le marché du travail	23,01	(20,2 ; 25,7)	21,91	(19,2 ; 24,6)	3,13	(0,6 ; 5,7)
Temps de travail	2,63	(1,8 ; 3,5)	3,29	(2,4 ; 4,2)	0,03	(-0,1 ; 0,2)
Statut d'occupation passé	7,55	(4,7 ; 10,4)	3,74	(2,4 ; 5,1)	11,83	(6,5 ; 17,2)
Effet Assurance et offre	42,35	(33,6 ; 51,1)	42,45	(34,8 ; 50,1)	7,90	(-1,8 ; 17,6)
Densité d'omnipraticien	28,69	(24,7 ; 32,6)	28,30	(24,2 ; 32,3)	4,94	(2,5 ; 7,3)
Pourcentage d'ALD	0,76	(-2,6 ; 4,1)	2,23	(-1,4 ; 5,8)	0,68	(-0,2 ; 1,6)
Pourcentage d'arrêt de travail contrôlé	31,42	(19,6 ; 43,3)	33,30	(22,8 ; 43,8)	0,59	(-9,7 ; 10,8)

Note : La moyenne des effets est basée sur 400 simulations sur la base initiale. Les intervalles de confiance ont été obtenus à partir de la moyenne de la simulation $\pm 1,96$ l'écart-type de la simulation.