

points de repère



Les indemnités journalières maladie versées par le régime général représentent en 2006 plus de 5 milliards d'euros. Elles sont inégalement distribuées sur le territoire : entre départements, la consommation moyenne d'indemnités journalières (IJ) varie de 1 à 2 pour les arrêts courts (moins de trois mois), de 1 à 4 pour les arrêts de plus de trois mois. Ce Points de repère analyse les facteurs explicatifs de ces variations géographiques.

Pour les IJ de moins de trois mois, le contexte économique départemental explique une partie des écarts : secteurs d'activité, catégories socio-professionnelles, taux de chômage. La consommation d'IJ est aussi en relation inverse avec l'intensité des contrôles réalisés par les caisses d'Assurance Maladie.

Pour les IJ longues, les différences d'état de santé de la population d'âge actif (affections de longue durée, pathologies donnant lieu à des soins de rééducation) apparaissent comme le facteur explicatif principal des disparités de recours entre les départements. Dans les deux cas, un tiers à la moitié des variations ne sont pas expliquées par ces facteurs exogènes : elles renvoient sans doute à des différences de pratiques et de comportements. L'analyse permet aussi de localiser les zones où ces marges de manœuvre paraissent les plus importantes, ce qui peut aider à orienter les politiques de prévention, de sensibilisation et de contrôle.

Les disparités géographiques de consommation d'indemnités journalières maladie

Dans son rapport annuel au Parlement sur la Sécurité sociale de 2006, la Cour des comptes a noté les fortes inégalités territoriales en matière d'indemnités journalières (IJ), en s'interrogeant sur les facteurs à l'origine de ces différences.

Ce Points de repère explore cette question en passant en revue les déterminants possibles des variations géographiques de consommation d'IJ : le recours aux arrêts de travail dépend en effet de l'état de santé, de la nature de l'activité professionnelle, du comportement individuel des prescripteurs, des assurés et des employeurs ; il peut être aussi influencé par les actions de sensibilisation et de contrôle menées par les caisses, qui se sont intensifiées depuis quelques années.

L'analyse de ces différents facteurs permet d'apprécier leur contribution à la formation des disparités départementales d'IJ, et de nourrir la réflexion sur les actions que l'Assurance maladie peut mener pour maîtriser ce poste de dépenses.

● Aude Expert (CNAMTS).

● Une grande variabilité de la consommation d'indemnités journalières selon les départements

Une variabilité entre départements de 1 à 2 pour les indemnités journalières de moins de trois mois

Le nombre d'IJ de moins de trois mois par personne protégée en âge d'activité varie du simple au double : il passe de 1,77 pour les assurés de Paris à 3,65 pour ceux de la Haute-Saône.

Les départements présentant un nombre élevé d'IJ par personne se situent plutôt dans la moitié Est de la France en dehors des extrémités Nord et Sud. Les zones concernées vont des départements limitrophes de l'Île de France jusqu'à l'Aveyron et au Tarn en passant par les départements traversés par le Rhône. Il y a également un nombre élevé d'IJ de courte durée par personne dans le Gers, le Lot et la Dordogne auxquels il faut ajouter la Bretagne (et plus spécialement le Finistère) et la Loire Atlantique.

À l'opposé, les départements ayant un faible nombre d'IJ de courte durée par personne protégée en âge d'activité se situent en Île de France, dans les départements frontaliers de l'extrême Nord-Est, le pourtour méditerranéen, la Corse et la façade Atlantique Sud ainsi que dans quelques départements du Centre de la France comme l'Indre, l'Allier, le Cher ou le Cantal.

Encadré 2

L'indicateur de comparaison de consommation d'IJ retenu est le nombre d'IJ versées (tous prescripteurs) rapporté à la population protégée du régime général (hors sections locales mutualistes) d'âge actif (20 à 64 ans) en 2005.

La population de 20 à 64 ans ne s'identifie pas strictement à celle pouvant percevoir des IJ (salariés, chômeurs,...), elle comprend également, entre autres, des inactifs ou des retraités. L'indicateur peut donc introduire un léger biais dans les comparaisons, notamment entre départements ayant un taux d'activité différent.

Encadré 1

Distinction des indemnités journalières de plus et de moins de 3 mois

Les arrêts de travail de courte durée et de longue durée ne sont pas régis par les mêmes facteurs.

Le système d'information de l'Assurance Maladie (SNIIR-AM) donne des éléments sur les dénombrements et les montants versés liés aux IJ par grandes catégories : IJ normales, majorées, réduites et partielles pour les moins de trois mois et pour les plus de trois mois. Les trois premiers mois d'un arrêt de longue durée sont comptabilisés dans les IJ de moins de trois mois au même titre que les arrêts courts d'une semaine ou deux.

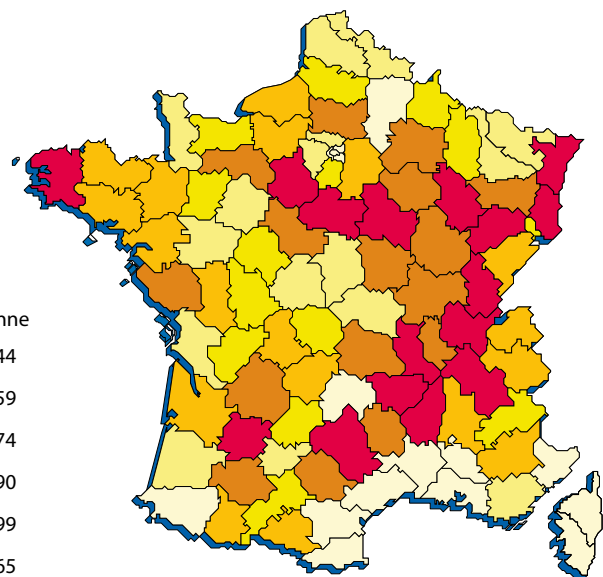
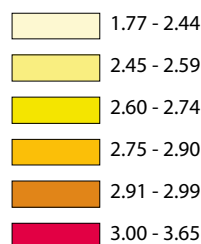
Un premier travail a donc été réalisé afin d'estimer le nombre d'IJ de moins de trois mois correspondant aux trois premiers mois des arrêts de longue durée. L'estimation a consisté à identifier les assurés ayant à la fois perçu des IJ de moins de trois mois et commencé à percevoir des IJ de plus de trois mois au cours de l'année. Dans ce cas, trois mois d'IJ de courte durée ont été réaffectés aux IJ de longue durée.

Les données utilisées sont des données du Régime Général hors sections locales mutualistes (SLM).

Carte 1

Nombre d'IJ de - de 3 mois (estimé) maladie par personne protégée du régime général (hors SLM) de 20 à 64 ans en 2005

Nb IJ-3 mois/personne



Source : CNAMTS

Une variabilité entre départements de 1 à 4 pour les indemnités journalières de plus de trois mois

Les écarts départementaux sont nettement plus forts pour les IJ longues que pour les IJ courtes. Le nombre d'IJ de plus de trois mois par personne en âge d'activité passe de 2,69 pour Paris à 10,58 en Haute-Corse, soit un rapport de 1 à 4.

Le nombre d'IJ de longue durée par personne est plus important dans le Sud-Est de la France ainsi que dans certains départements du Sud-Ouest, particulièrement les Pyrénées Orientales, l'Ariège et les départements s'étendant de la Lozère à la Gironde. La pointe Bretagne, l'Yonne et la Haute-Saône présentent également un nombre élevé d'IJ de longue

durée par personne. Il en est de même pour le Nord et les départements limitrophes à l'ouest de l'Île de France, mais de façon un peu plus atténuée.

L'Île de France, le Calvados, la Manche, la Mayenne, la Sarthe, les Ardennes ainsi que le Nord-Est présentent un nombre d'IJ de longue durée parmi les plus faibles.

● État de santé, activité économique et marché du travail, structure de l'offre de soins et actions de l'Assurance Maladie expliquent une partie des écarts départementaux

La détermination des facteurs explicatifs des disparités géographiques du nombre d'IJ par personne a été effectuée en deux temps.

La première étape de l'étude a consisté à mettre en regard, de façon descriptive, pour chaque département, le niveau des IJ par personne et un certain nombre de variables habituellement considérées dans la littérature comme déterminants des arrêts de travail.

La seconde étape a visé la construction d'un modèle de régression linéaire multiple avec l'ensemble des variables présentant une corrélation significative. Elle a permis de synthétiser les résultats précédents et d'analyser l'impact de chacun des facteurs explicatifs définis « toutes choses égales par ailleurs ».

Quatre registres de facteurs explicatifs des écarts départementaux ont été considérés : l'état de santé de la population, l'activité économique et le marché du travail, la structure de l'offre de soins et les actions des organismes de l'Assurance Maladie.

Pour chacun de ces groupes un certain nombre d'indicateurs a été retenu.

Concernant **l'état de santé de la population**, facteur explicatif important, une seule variable est directement disponible dans les bases de données de l'Assurance Maladie. Il s'agit de la variable « nombre de personnes bénéficiant du régime d'exonération au titre d'une Affection de Longue Durée (ALD) » (7,4 millions d'assurés du Régime Général en France en 2005). Par ailleurs, d'autres sources d'information permettent d'avoir accès à d'autres variables sur l'état de santé, telles que des indices compara-

Les dispersions départementales des IJ courtes et longues ne se recouvrent pas

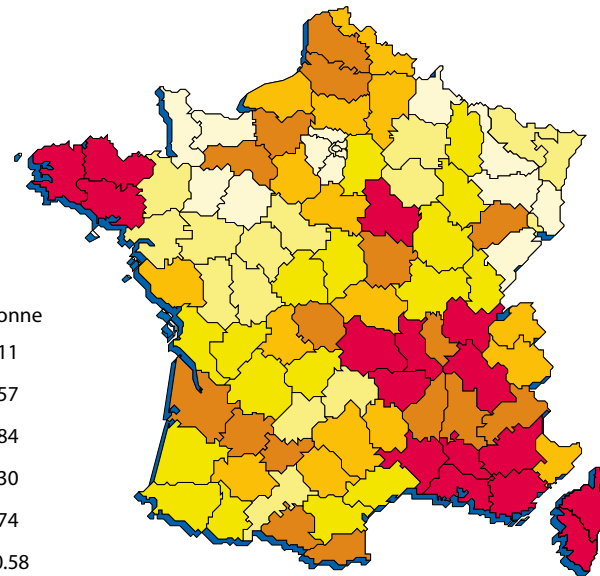
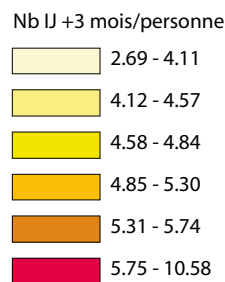
La répartition des départements selon leur nombre d'IJ de courte ou de longue durée par personne est assez différente.

Il y a peu d'IJ de courte durée par personne mais beaucoup de longue durée dans les départements du pourtour méditerranéen

et la Corse. À l'inverse, il y a beaucoup d'IJ de courte durée et peu de longue durée en Alsace. Dans les départements de l'Île de France, il y a à la fois peu d'IJ de longue et de courte durée par personne. À l'opposé, la région Rhône-Alpes, le nord de l'Auvergne ainsi que le Finistère et le Morbihan présentent un nombre très élevé d'IJ de courte et de longue durée.

Carte 2

Nombre d'IJ de + de 3 mois (estimé) maladie par personne protégée du régime général (hors SLM) de 20 à 64 ans en 2005



Source : CNAMTS

tifs de mortalité ou encore le nombre de cas de gripes par département.

Néanmoins, il paraît évident que ces variables ne peuvent à elles seules rendre compte de l'ensemble des affections pouvant légitimer des arrêts de travail. Il a donc été décidé d'introduire des indicateurs de consommation médicale pouvant être considérés comme des « marqueurs » de pathologies invalidantes pas forcément reconnues en tant qu'affections de longue durée : troubles musculo-squelettiques (consommation d'actes de masso-kinésithérapie et d'anti-inflammatoires), épisodes dépressifs (consommation de psychotropes), problèmes respiratoires (consommation de médicaments contre les syndromes broncho-obstructifs).

Il faut toutefois souligner que les indica-

teurs relatifs à l'état de santé, lorsqu'ils ne sont pas directement issus d'un recueil de pathologies, peuvent être soumis, au même titre que les arrêts de travail, aux effets de « consommation » : à état de santé identique, les habitudes de recours aux soins et de prescription peuvent en effet être différentes d'un département à l'autre. Ces effets peuvent notamment être liés à l'offre médicale. Ainsi, le taux d'ALD présente, pour certaines affections, une corrélation avec la densité médicale¹.

L'état de santé de la population a été caractérisé par les indicateurs suivants :

- Répartition de la population protégée d'âge actif du Régime Général par tranche d'âge (de 20 à 64 ans), et sexe en 2005 (CNAMTS).
- Indice comparatif de mortalité prématu-

¹ N. Vallier, B. Salanave, A. Weill « Disparités géographiques de la santé en France : les affections de longue durée », Points de repère n°1, CNAMTS, août 2006.

rée (avant 65 ans) (Score-santé, INSERM).

- Prévalence des affections de longue durée (ALD) dans la population protégée en 2004 (CNAMTS).
 - Montant moyen de remboursement d'actes de masso-kinésithérapie par personne protégée en 2005 (CNAMTS).
 - Montant moyen de remboursement de psychotropes par personne protégée en 2005 (CNAMTS).
 - Montant moyen de remboursement d'anti-inflammatoires (ains) par personne protégée en 2005 (CNAMTS).
 - Montant moyen de remboursement de médicaments contre les syndromes broncho-obstructifs par personne protégée en 2005 (CNAMTS).
 - Nombre de cas de gripes ou de gastro-entérites pour 100 000 habitants en 2005 (réseau Sentinelles).
 - Taux de fécondité 1982 (INSEE).
 - Part des 0-4 ans dans la population du Régime Général en 2005 (CNAMTS).
- Le taux de fécondité et la part des 0-4 ans dans la population ont été retenus pour rendre compte de deux effets potentiels :

d'une part les complications invalidantes liées à la grossesse et d'autre part l'impact possible des maladies infantiles sur les arrêts de travail des parents. Ce dernier a, d'ailleurs, été identifié sur les variations temporelles des IJ au niveau national².

L'axe concernant **l'activité économique et le marché du travail** est illustré par les variables suivantes :

- Répartition de la population par catégorie socio-professionnelle en 1999 (INSEE).
- Répartition des entreprises de plus de 20 salariés par secteur d'activité en 2003 (SIRENE).
- Taux de chômage en 2005 (INSEE).
- Pourcentage de CDD dans la population active (y compris saisonniers) en 1999 (INSEE).
- Revenu déclaré moyen en 2001 (INSEE).

La structure de l'offre de soins est, quant à elle, caractérisée par les indicateurs suivants :

- Densités médicales : omnipraticiens et spécialistes libéraux en 2004 (CNAMTS).
- Densités de médecins salariés en 2005

(ADELI).

- Âge moyen des médecins (omnipraticiens, spécialistes, total libéraux) (CNAMTS).

Enfin, les organismes de l'Assurance Maladie effectuent un certain nombre **d'actions de communication, de sensibilisation mais aussi de contrôles des arrêts de travail**. Le lien entre l'existence d'une politique de contrôle et le nombre d'IJ a été mis en évidence dans l'étude temporelle précédemment citée², particulièrement après 2003. Les indicateurs retenus pour caractériser l'intensité des contrôles sont :

- La part des avis médicaux défavorables sur les arrêts de travail contrôlés en 2005 (CNAMTS).
 - Le nombre d'arrêts de travail contrôlés par personne protégée en âge d'activité en 2005 (CNAMTS).
 - Le nombre d'arrêts de travail contrôlés pour 1 000 IJ en 2005 (CNAMTS).
- Ces indicateurs portent uniquement sur les IJ de courte durée.

● Des déterminants de la consommation d'IJ de courte durée plutôt en relation avec l'emploi

Le tableau 1 présente les coefficients de corrélation entre le nombre d'IJ de courte durée par personne protégée, dans chaque département, et un certain nombre de variables potentiellement explicatives.

Pour résumer les principaux enseignements de ce tableau, le nombre d'IJ de courte durée par personne de 20 à 64 ans est d'autant plus élevé que la part des entreprises dans l'industrie, la part des ouvriers et la part de bénéficiaires de 20-29 ans sont importantes. Ce nombre est d'autant moins élevé que la part des entreprises dans le tertiaire, le nombre de contrôles pour 1 000 IJ, la densité de spécialistes et la part des employés sont importants.

Un lien avec la structure par secteur de l'activité économique

Le graphique 1 illustre la corrélation po-

sitive entre la part d'entreprises dans le secteur industriel (hors agroalimentaire et énergie) et le nombre d'IJ de courte durée par bénéficiaire en âge d'activité.

Cette relation positive se retrouve également, mais de façon plus atténuée, avec le pourcentage d'entreprises dans le secteur industriel agricole et alimentaire.

Inversement, la proportion d'entreprises dans le secteur tertiaire est corrélée négativement avec le nombre d'IJ de courte durée par personne (graphique 2).

Une corrélation avec la structure socio-économique

De nombreux travaux ont montré que les ouvriers ont un risque d'arrêt de travail plus élevé que les employés et les cadres³. Plusieurs explications sont avancées : bien

sûr, les conditions de travail et sa pénibilité, mais aussi la différence d'implication professionnelle selon le niveau hiérarchique, l'âge différent selon les catégories et la plus ou moins grande féminisation (en lien possible avec la maternité)⁴.

La proportion d'ouvriers ou d'employés dans la population active est corrélée avec le nombre d'IJ de courte durée par personne, mais cette corrélation ne va pas dans le même sens pour ces deux catégories. Plus il y a d'ouvriers dans la population active et plus le nombre d'IJ par personne est élevé (graphique 3).

La relation est inverse avec la part des employés dans la population active. Plus elle est importante et moins il y a d'IJ par personne. Il faut tout de même noter la particularité de Paris qui a à la fois une faible proportion d'employés et très peu d'IJ de courte durée par personne.

² O. Kusnik-Joinville, C. Lamy, Y. Merlière, D. Polton « Les déterminants de l'évolution des indemnités journalières maladie », Points de repère n°5, CNAMTS, novembre 2006.

³ F. Midy « Les ij versées au titre des arrêts maladie par le Régime Général : état des lieux et déterminants », revue de l'Assurance Maladie vol 36 n°3, septembre 2005.

⁴ « Les dépenses d'indemnités journalières » rapport IGF n°2003-m-049-01 rapport IGAS n° 2003-130, octobre 2003.

La proportion de cadres et de professions intellectuelles supérieures est également corrélée négativement avec le nombre d'IJ de courte durée par personne, mais de façon moins marquée.

Une corrélation négative avec le taux de chômage

Des études sur des données temporelles ont montré que le chômage est un déterminant ayant un poids négatif sur les IJ^{5,6,7}. Une situation économique favorable tend à augmenter potentiellement le risque d'arrêt de travail. Au-delà du simple effet mécanique (en règle générale, les chômeurs ne perçoivent pas d'IJ), une augmentation de 1% du nombre de chômeurs s'accompagne d'une diminution de 0,15% du volume d'IJ par salarié.

Cette relation entre les IJ et le chômage est également observable sur les disparités géographiques en 2005. Plus le taux de chômage est bas pour un département et plus il y a d'IJ de courte durée par personne protégée (graphique 4).

Deux hypothèses sont communément avancées pour expliquer ce phénomène sur le long terme (donc en évolution temporelle). Lorsque la situation de l'emploi s'améliore, cela augmente l'assiette de recrutement potentiel en modifiant la structure de la population active. Des personnes dont l'état de santé est plus « fragile » seraient ainsi employées, augmentant le risque d'arrêt de travail. La seconde hypothèse est celle de « l'aléa de moralité », les employeurs et les salariés changeraient de comportements en fonction de la pression du marché de l'emploi. En période de chômage, les salariés hésiteraient à s'arrêter par risque de licenciement. Il semble que ces hypothèses pourraient également expliquer les disparités géographiques de consommation d'IJ.

En revanche, il n'apparaît pas de corrélation significative⁸ entre le nombre d'IJ de courte durée par personne et la part des emplois en contrat à durée déterminée et saisonniers.

Tableau 1

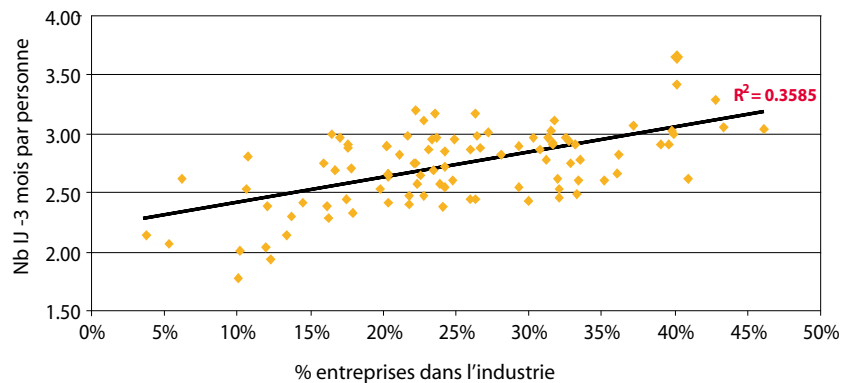
Variables ayant un coefficient de corrélation significatif avec le nombre d'indemnités journalières de courte durée par personne protégée de 20-64 ans

	r	p-value
Part des entreprises dans l'industrie (hors IAA et énergie)	0.60	<0.0001
Part des ouvriers dans la population active	0.50	<0.0001
Part des bénéficiaires de 20-29 ans (régime général)	0.37	0.0002
Part des actifs ayant un emploi en dehors de sa région de résidence	0.25	0.0132
Part des entreprises dans les industries agricoles et alimentaires (IAA)	0.24	0.0191
Âge moyen des médecins	-0.23	0.0227
Nombre de contrôles pour 1 000 personnes protégées 20-64 ans	-0.23	0.0229
Densité de généralistes pour 100 000 hab.	-0.31	0.0020
Revenu déclaré moyen	-0.34	0.0006
Densité de médecins salariés pour 100 000 hab.	-0.35	0.0006
Part des cadres et prof intellect supérieures dans la population active	-0.39	<0.0001
Montant remboursé d'acte de kiné par pers. protégée	-0.45	<0.0001
Part des bénéficiaires de 30-49 ans (régime général)	-0.47	<0.0001
Taux de chômage	-0.47	<0.0001
Part des employés dans la population active	-0.47	<0.0001
Densité médicale (généraliste et spécialistes libéraux) pour 100 000 h.	-0.51	<0.0001
Densité de spécialistes pour 100 000 hab.	-0.53	<0.0001
Nombre de contrôles pour 1 000 IJ	-0.64	<0.0001
Part des entreprises dans le tertiaire	-0.64	<0.0001

Source : CNAMTS

Graphique 1

Répartition des départements selon le nombre d'IJ de -3 mois par personne protégée de 20-64 ans et % d'entreprises dans l'industrie



Sources : CNAMTS - INSEE

Une corrélation négative avec la densité médicale

Plus la densité médicale (toutes spécialités) de médecins libéraux ou salariés d'un département est élevée et moins il y a d'IJ de courte durée par personne (graphique 5)⁹. Ce phénomène est encore plus accentué

pour la densité des seuls spécialistes libéraux. La corrélation négative est également significative pour les généralistes libéraux même si elle est moins importante.

Plusieurs hypothèses peuvent expliquer cette relation inverse existante entre la densité de médecins et le nombre d'IJ.

⁵ K. Azizi, D. Balsan « Les dépenses de soins de ville remboursées par le régime général d'Assurance Maladie », Etudes et résultats, DREES, 2003.

⁶ N. Poutignat, C. Zivi, B. Xerri « Etat des lieux et propositions pour l'amélioration des pratiques », ANAES, sept. 2004.

⁷ K. Azizi « Les dépenses de soins de ville remboursées par le régime général en 2005 », Etudes et résultats, DREES, août 2006.

⁸ $r = -0.19$ $p\text{-value} = 0.0621$.

⁹ Cette relation a déjà été notée dans un article récent : M. Grignon, T. Renaud « Moral hazard, doctors, and absenteeism in France. Preliminary analysis based on aggregate data. Risque moral, docteurs et absentéisme in France. Une analyse préliminaire sur données agrégées. » Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique, Volume 55, fascicule 4, 2007, pp 243-251.

La première, directe mais scientifiquement non étayée, est qu'une forte densité médicale induit un accès aux soins plus aisé qui peut entraîner une meilleure prévention des risques dont celui de l'arrêt de travail. La deuxième hypothèse est que les départements qui présentent une forte densité médicale sont aussi des départements où il y a une forte proportion de cadres et professions intellectuelles supérieures¹⁰. Or, ces derniers ont moins recours aux arrêts de travail que les autres catégories socio-professionnelles. Il s'agirait donc d'un lien « indirect ». La question de ce lien indirect sera à nouveau abordée plus loin, dans les résultats de la régression linéaire multiple.

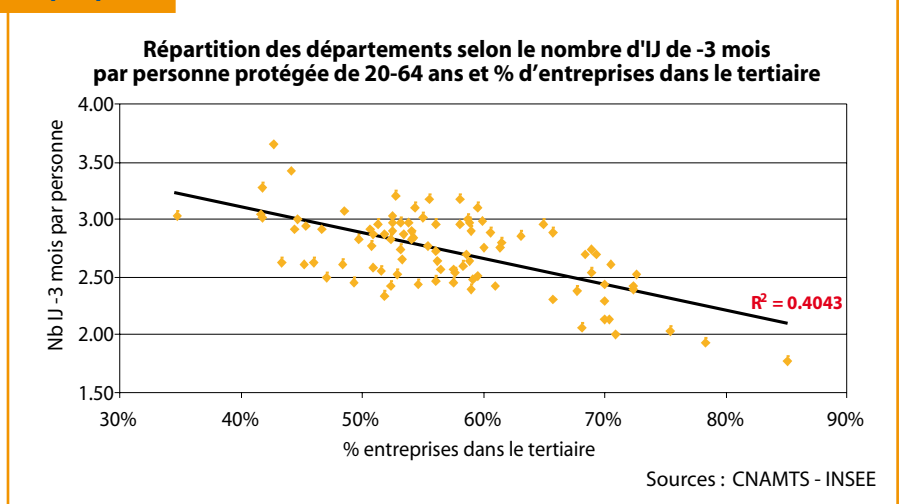
Une corrélation négative avec l'âge des assurés

Une autre variable corrélée significativement avec le niveau des IJ de courte durée est la proportion de 30-49 ans dans la population en âge d'activité. Plus cette proportion est forte et moins il y a d'IJ. La part des 20-29 ans est, en revanche, corrélée positivement avec le nombre d'IJ de moins de trois mois par personne, c'est-à-dire que plus cette part est importante et plus il y a d'IJ de courte durée par personne (graphique 6). Cette corrélation peut être interprétée de deux façons. La première est une liaison directe. Cette tranche d'âge serait plus encline à percevoir des IJ de courte durée peut-être, en partie, à cause d'arrêts liés à la grossesse et/ou à la garde d'enfant malade en bas âge. Les femmes perçoivent d'ailleurs en moyenne plus d'IJ de courte durée que les hommes. Mais il peut y avoir également une liaison indirecte. La part des 20-29 ans est corrélée positivement avec la proportion d'entreprises dans l'industrie et la proportion d'ouvriers¹¹. Or ces variables sont elles-mêmes fortement liées positivement avec le nombre d'IJ de courte durée par personne.

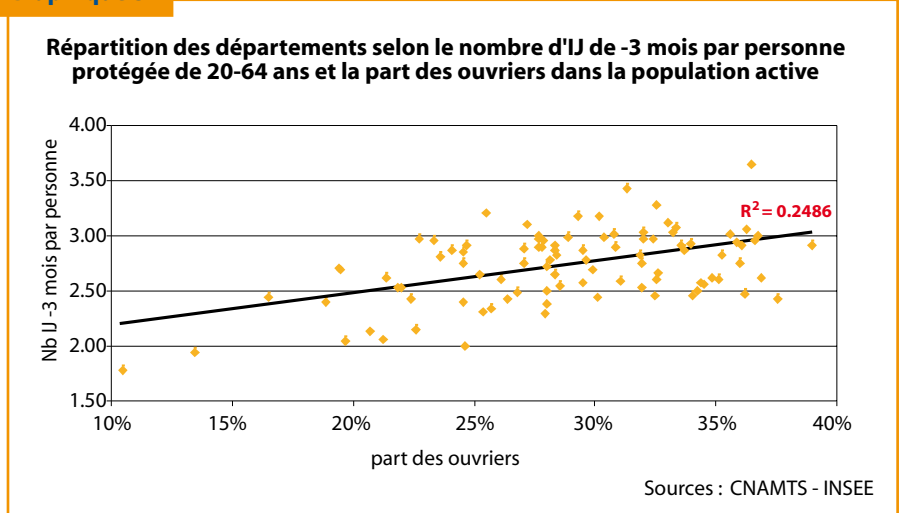
Peu de relation avec l'état de santé de la population

L'analyse bi-variée réalisée entre les indicateurs de prévalence des épidémies de grippe et de gastro-entérite et le nom-

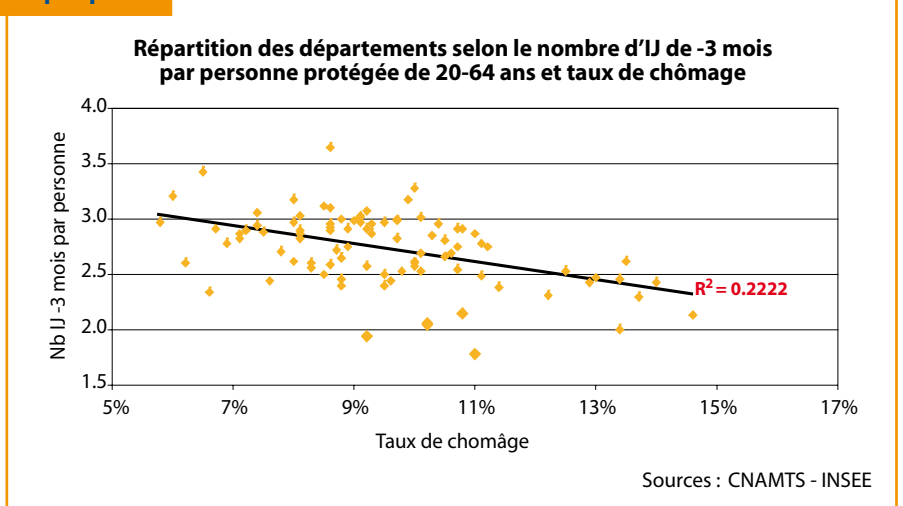
Graphique 2



Graphique 3



Graphique 4



bre d'IJ de courte durée par personne ne donne aucun résultat significatif. Cela peut s'expliquer par le poids très faible

des arrêts très courts dans l'ensemble des IJ (3%), souligné par une étude de la CNAMTS¹².

¹⁰ La corrélation entre proportion de cadres et densité médicale est importante ($r=+0.58$ $p\text{-value}<0.0001$), plus encore avec la densité de spécialistes ($r=+0.75$ $p\text{-value}<0.0001$).

¹¹ Respectivement $r=+0.32$ $p\text{-value}=0.001$ et $r=+0.35$ $p\text{-value}=0.0004$.

¹² O. Kusnik-Joinville, C. Lamy, Y. Merlière, D. Polton « Les déterminants de l'évolution des indemnités journalières maladie », Points de repère, CNAMTS, novembre 2006.

De même, la part de bénéficiaires parmi les plus âgés, la part des affections de longue durée ou la consommation de soins pouvant caractériser certaines pathologies ne ressortent pas comme corrélées de façon significative avec le nombre d'IJ de courte durée par personne¹³.

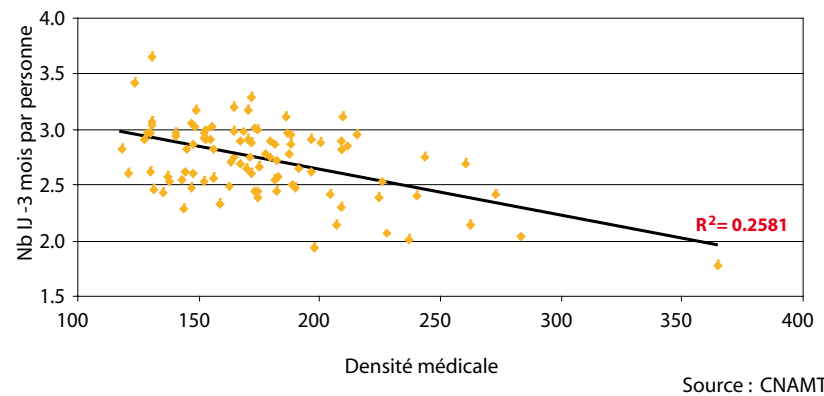
Une forte corrélation avec l'intensité des contrôles menés par l'Assurance maladie

La politique de contrôle mise en place par l'Assurance maladie depuis 2003 semble avoir eu un impact sur l'évolution du nombre d'IJ¹⁴. L'analyse bi-variée confirme que, plus le nombre de contrôles pour 1 000 IJ est important, moins il y a d'IJ par personne¹⁵ (graphique 7).

Cependant, s'il y a un lien entre l'intensité des contrôles et le niveau des IJ une année donnée, cette relation ne se vérifie pas avec l'évolution des IJ. Ainsi, en termes de disparités départementales le nombre de contrôles pour 1 000 IJ n'est pas corrélé significativement avec l'évolution des IJ entre 2005 et 2006¹⁶. Il en est de même avec les autres indicateurs de contrôles. L'explication la plus vraisemblable est qu'un nombre important de contrôles pour 1 000 IJ en 2005 dans certains départements est la conséquence d'une politique de contrôle déjà menée depuis longtemps. Il n'est pas possible de démontrer cette assertion faute d'indicateurs chiffrés du nombre de contrôles d'IJ sur longue période par Caisse primaire d'Assurance maladie. Mais c'est la conclusion logique du constat d'une forte corrélation négative entre l'intensité des contrôles et le nombre d'IJ par personne dans les caisses du Régime Général. Dans ce cas, cela signifie que l'intensité des contrôles dans une caisse d'Assurance maladie s'inscrit dans le long terme et qu'un tel effort, soutenu pendant plusieurs années, donne des résultats significatifs du point de vue de l'Assurance maladie.

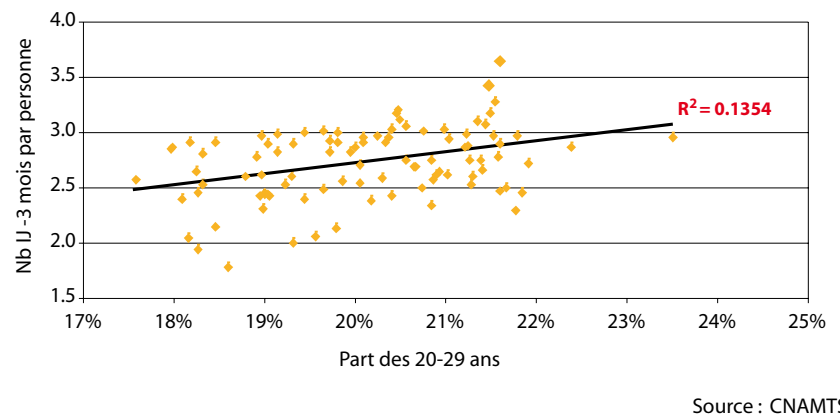
Graphique 5

Répartition des départements selon le nombre d'IJ de -3 mois par personne protégée de 20-64 ans et densité médicale pour 100.000 habitants



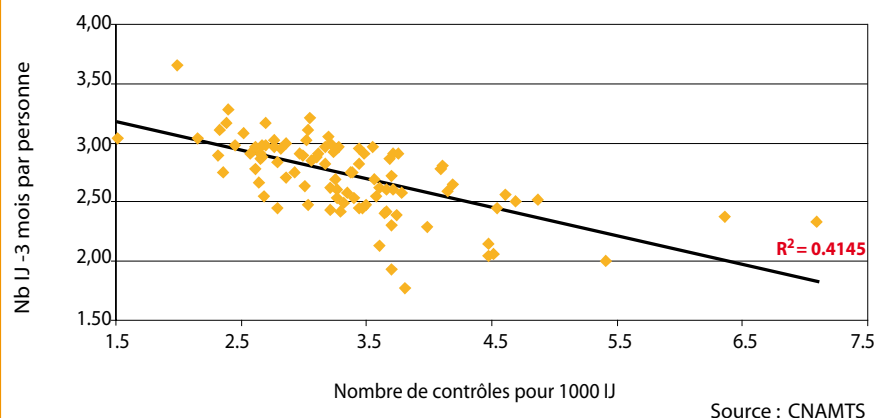
Graphique 6

Répartition des départements selon le nombre d'IJ de -3 mois par personne protégée de 20-64 ans et la part des 20-29 ans



Graphique 7

Répartition des départements selon le nombre d'IJ de -3 mois par personne protégée de 20-64 ans et le nombre de contrôles pour 1000 IJ



¹³ Ces résultats sont tout à fait cohérents avec des études sur les déterminants de l'évolution des IJ : F. Lé, D. Raynaud « Les indemnités journalières », études et résultats n°592, DREES, sept 2007.

¹⁴ O. Kusnik-Joinville, C. Lamy, Y. Merlière, D. Polton « Les déterminants de l'évolution des indemnités journalières maladie », Points de repère n°5, CNAMTS, novembre 2006.

¹⁵ Il en est de même pour l'autre indicateur de contrôle (nombre de contrôles pour 1 000 personnes) corrélé négativement avec le nombre d'IJ par personne. En revanche, le pourcentage d'avis médical défavorable parmi les arrêts de travail de courte durée contrôlés ne présente pas de corrélation particulière ($r = -0.07$ p-value=0.5).

¹⁶ $r = 0.12$ p-value=0.2.

Cependant, le sens de la corrélation entre le nombre de contrôles pour 1 000 IJ et le nombre d'IJ par personne n'est pas sans poser de question. En effet, il est imaginable que, toutes choses égales par ailleurs, les caisses d'Assurance maladie opérant dans des départements pour lesquels le nombre d'IJ par personne

est plus faible puissent mécaniquement effectuer un nombre de contrôles pour 1000 IJ plus élevé. Cela signifie que la valeur élevée de l'indicateur « nombre de contrôles pour 1 000 IJ » pourrait être plutôt la résultante d'un dénominateur (ici le nombre d'IJ) faible que d'un numérateur (ici le nombre de contrôles) élevé.

Pour lever l'ambiguïté de ce raisonnement, il faudra suivre, pour les caisses d'Assurance maladie qui ont un niveau d'IJ par personne élevé, l'évolution de cet indicateur dès lors qu'elles ont enclenché une politique récente de contrôles et qu'elles en maintiennent son intensité.

● L'importance des variables caractérisant l'emploi ressort dans les modèles de régression linéaire des indemnités journalières de courte durée

Deux modèles de régression linéaire multiple¹⁷ ont été construits afin de combiner l'ensemble des variables corrélées significativement avec le niveau des IJ de courte durée par personne. La

différence entre ces deux modèles vient de l'introduction du facteur « contrôle des IJ » par l'assurance maladie dans l'un des modèles. Le premier modèle de régression linéaire a été élaboré

en testant l'ensemble des variables présentées plus haut, y compris une variable représentative de l'intensité des contrôles par département.

Le modèle s'écrit alors :

Nombre d'IJ de courte durée par personne protégée de 20-64 ans par département =

$$4.74 - 0.19 (\text{nb contrôles pour 1 000 IJ}) - 0.03 (\% \text{ cadres et prof. intell. sup.}) - 0.04 (\% \text{ de chômage}) - 0.02 (\% \text{ employés})$$

(<0.0001) (<0.0001) (<0.0001)
(0.0003) (0.018)

- Statistique de Fisher=47.06 - F_value<0.0001
- Coefficient de détermination R²=0.67 - R²ajust=0.66

Le nombre de contrôles pour 1 000 IJ explique 41% de la variance, la part de cadres et professions intellectuelles supérieures dans la population active 15%, le taux de

chômage 9% et la part d'employés 2%. En raison de l'interrogation sur le sens de la corrélation entre le nombre de contrôles pour 1000 IJ et le nombre d'IJ

par personne, il est apparu souhaitable de réaliser un modèle sans y introduire la variable contrôles. Ce modèle s'écrit :

Nombre d'IJ de courte durée par personne protégée de 20-64 ans par département =

$$3.06 - 0.02 (\% \text{ entreprises dans tertiaire}) - 0.05 (\% \text{ de chômage}) + 0.06 (\% \text{ 20-29 ans dans la population protégée})$$

(<0.0001) (<0.0001) (0.0001)
(0.0043)

- Statistique de Fisher=35.40 - F_value<0.0001
- Coefficient de détermination R²=0.54 - R²ajust=0.52

Le pourcentage d'entreprises dans le tertiaire explique 41% de la variance, le taux de chômage 9% et le pourcentage de bénéficiaires de 20-29 ans 4%. Dans ce modèle, la moitié des disparités géographiques de consommation d'IJ de courte durée par personne en âge d'activité s'explique par des variables concernant l'emploi : secteur d'activité et taux de chômage. La mise en évidence du facteur « part des 20-29 ans » mériterait d'être approfondie afin de vérifier l'hypothèse du lien possible avec les arrêts des jeunes parents suite aux maladies de leurs enfants en bas âge ou aux

complications liées à la grossesse. Au total, il existe des déterminants du nombre d'IJ par personne significatifs et de niveaux différenciés d'un lieu géographique à l'autre. Outre l'intensité des contrôles qui mérite d'être confirmée par un suivi des efforts engagés sur une plus longue période que les deux dernières années d'observation, ces déterminants sont relatifs à la structure économique et démographique de la population active et à la santé économique de l'environnement mesurée par le taux de chômage. Ce constat doit inciter à une analyse plus approfondie des sec-

teurs d'activité et des tranches d'âges plus exposés aux arrêts maladie afin d'en identifier les sources et de proposer une politique active de prévention. Néanmoins, en dehors de ces déterminants objectifs qui expliquent un peu plus de 50% des disparités géographiques, il reste l'autre moitié qui résulte de comportements locaux de consommations et/ou de prescriptions. Ceci ne peut qu'inciter à une analyse plus développée au plus près du terrain pour comprendre ces comportements et réduire les écarts injustifiés en promouvant les meilleures pratiques.

¹⁷ Méthode de sélection du modèle : pas à pas, $\alpha = 0.05$ pour entrer ou sortir du modèle.

● Des déterminants de la consommation d'IJ de longue durée davantage en lien avec l'état de santé des personnes

Le tableau 2 présente les coefficients de corrélation entre le nombre d'IJ de longue durée par personne et un certain nombre de variables potentiellement explicatives.

Tableau 2

Variables ayant un coefficient de corrélation significatif avec le nombre d'indemnités journalières de longue durée par personne protégée de 20-64 ans

	r	p-value
Montant remboursé d'acte de kiné par personne protégée	0.65	<0.0001
Part des ALD dans la population du Régime Général	0.56	<0.0001
Montant remboursable de psychotropes par personne protégée	0.44	<0.0001
Part des employés dans la population active	0.33	0.0009
Mnt rbsable des médic. syndromes bronchoobstructifs par pers. prot.	0.33	0.0009
Part des bénéficiaires de 55-64 ans (régime général)	0.30	0.0027
Part des entreprises dans le secteur énergie	0.28	0.0050
Densité de généralistes pour 100 000 hab.	0.28	0.0053
Part des bénéficiaires de 50-64 ans (régime général)	0.28	0.0065
Part des entreprises dans le secteur de la construction	0.27	0.0087
Montant remboursable d'anti-inflammatoires par personne protégée	0.26	0.0100
Part de CDD y compris saisonniers dans la population active	0.24	0.0185
Part des entreprises dans le secteur industries agricoles et alimentaires	0.24	0.0189
Taux de chômage	0.14	0.1611
Âge moyen des généralistes	-0.20	0.0460
Part des bénéficiaires de 30-49 ans (régime général)	-0.21	0.0361
Densité de médecins salariés pour 100 000 hab.	-0.24	0.0198
Âge moyen des spécialistes	-0.24	0.0186
Âge moyen des médecins	-0.28	0.0063
Revenu déclaré moyen	-0.32	0.0014
Part des cadres et prof intellectuelles supérieures dans la pop. active	-0.33	0.0012
Part de la population active occupée	-0.35	0.0005

Source : CNAMTS

Les variables les plus corrélées à la consommation d'IJ de longue durée relèvent plutôt de l'état de santé des personnes (un état de santé globalement mauvais se traduit par un nombre d'IJ par personne plus élevé) et, dans une moindre mesure, de leur catégorie socio-professionnelle (le nombre d'IJ par personne est plus élevé quand la part d'employés est forte, et plus faible quand la part de cadres est plus importante).

Une corrélation positive avec le « mauvais » état de santé de la population

L'indice comparatif de mortalité prématurée (avant 65 ans) correspond à une surmortalité prématurée dans le département par rapport à la moyenne nationale

(base 100). Le coefficient de corrélation qui existe entre cette variable et le nombre d'IJ de longue durée par personne protégée n'est pas significatif¹⁸.

Les personnes en affection de longue durée (ALD) sont peu consommatrices d'IJ : 12% sont en arrêt de travail au titre de leur affection de longue durée. En fait, elles sont souvent trop âgées pour être susceptibles de percevoir des IJ. Quand elles ne le sont pas, elles peuvent être atteintes d'une pathologie (comme le diabète) qui ne nécessite pas l'arrêt systématique de leur activité professionnelle. Elles sont cependant, comme les autres salariés, victimes de grippe, lombalgies ou fractures¹⁹.

Néanmoins, plus les arrêts de travail sont

longs et plus les pathologies sont en relation avec des affections de longue durée exonérantes²⁰. Le coefficient de corrélation entre la proportion d'ALD dans la population protégée et le nombre d'IJ de longue durée par personne donne, d'ailleurs, un des résultats les plus probants (graphique 8).

De façon intuitive, on peut penser que l'âge augmente la probabilité de recourir à un arrêt maladie long. Cette hypothèse est d'ailleurs confirmée dans une étude de la CNAMTS sur les arrêts de travail en 2002 à partir de l'échantillon permanent des assurés sociaux. Ces travaux montrent également que « la probabilité d'être en arrêt de travail diminue rapidement à partir de 30 ans. Cependant, plus l'âge des assurés

¹⁸ r=0.13 p-value=0.21.

¹⁹ « Les dépenses d'indemnités journalières » rapport IGF IGAS déjà cité.

²⁰ « Description des populations du Régime Général en arrêt de travail de 2 à 4 mois », CNAMTS/DSM, octobre 2004.

est avancé et plus ses chances de revenir au travail sont faibles »²¹.

La proportion de personnes de 55-64 ans dans la population en âge d'activité a bien une relation positive avec le nombre d'IJ de longue durée par personne. Le coefficient de corrélation est cependant moins important qu'avec la proportion d'ALD.

Parmi les principales causes d'arrêts de travail²², les maladies du système ostéo-articulaire, des muscles et du tissu conjonctif, les troubles mentaux et du comportement et les lésions traumatiques sont souvent les plus citées. Ces causes peuvent se retrouver au travers d'indicateurs de consommation de certains types de soins.

Le coefficient de corrélation le plus important avec le nombre d'IJ de longue durée par personne de 20 à 64 ans concerne le montant d'actes de masso-kinésithérapie par personne.

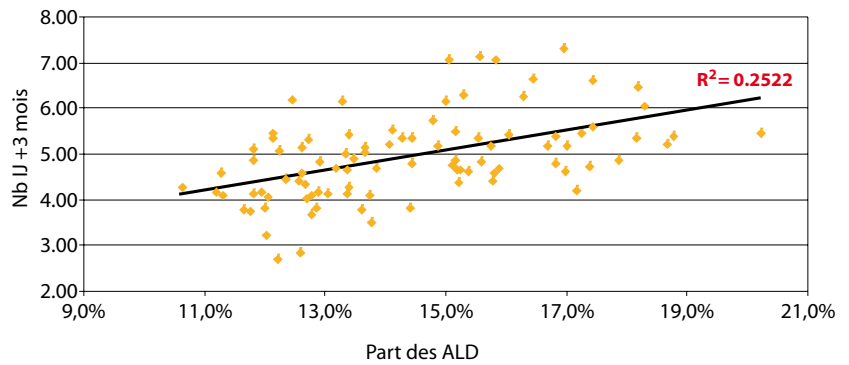
Plus le montant moyen d'actes de kinésithérapie par personne protégée est élevé dans les départements et plus il y a d'IJ de longue durée par bénéficiaire en âge d'activité (graphique 9). Ceci peut s'expliquer par la nature de la pathologie à l'origine de l'arrêt de travail : troubles musculo-squelettiques par exemple. Ce type de pathologie peut aussi s'apprécier par le montant moyen prescrits d'anti-inflammatoires par personne (ains) également corrélé positivement avec le nombre d'IJ de longue durée par personne.

La consommation de psychotropes, marqueur de l'état de santé mentale, est également liée positivement avec la consommation d'IJ de longue durée (graphique 10). Ce type de relation a été observé à des niveaux géographiques plus fins²³.

Il convient néanmoins d'être prudent quant à l'interprétation de cette corrélation. En effet la consommation de psychotropes peut être liée à la pathologie à l'origine de l'arrêt de travail mais peut également être prescrite du fait d'une durée

Graphique 8

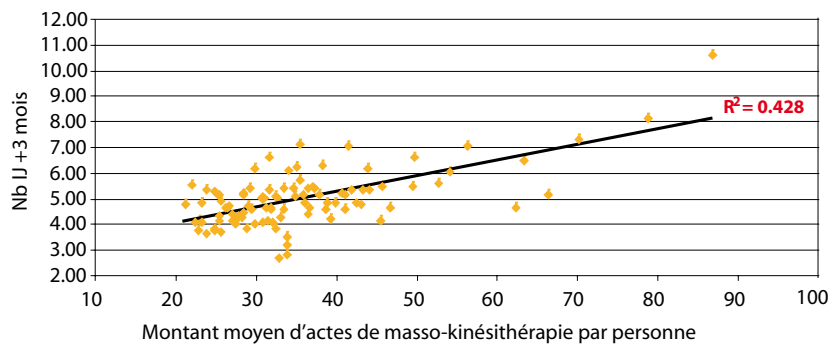
Répartition des départements selon le nombre d'IJ de +3 mois par personne protégée de 20-64 ans et la part des ALD (Corse non représentée)



Source : CNAMTS

Graphique 9

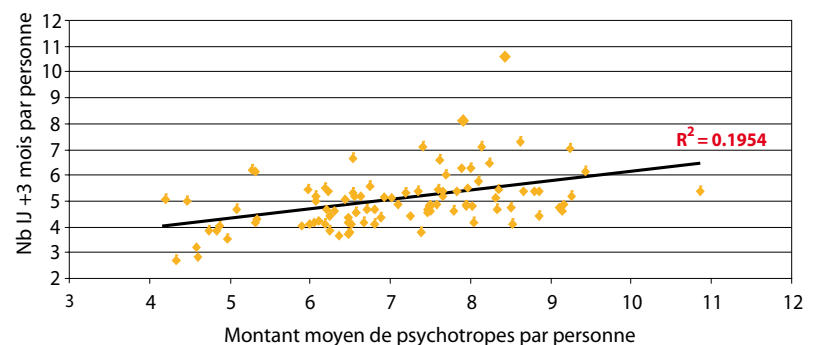
Répartition des départements selon le nombre d'IJ de +3 mois par personne protégée de 20-64 ans et montant moyen d'actes de masso-kinésithérapie par personne protégée



Source : CNAMTS

Graphique 10

Répartition des départements selon le nombre d'IJ de +3 mois par personne protégée de 20-64 ans et montant moyen remboursable de psychotropes par personne protégée



Source : CNAMTS

²¹ F. Midy « Les IJ versées au titre des arrêts maladie par le Régime Général : état des lieux et déterminants », Revue de l'Assurance Maladie vol36 n°3, septembre 2005.

²² « Description des populations du Régime Général en arrêt de travail de 2 à 4 mois », CNAMTS/DSM, octobre 2004.

²³ L. Hirvois « Les disparités cantonales du Morbihan face à la réalisation des réformes de l'Assurance maladie », rapport de stage à la CPAM de Vannes, Université Bretagne Sud, 2006.

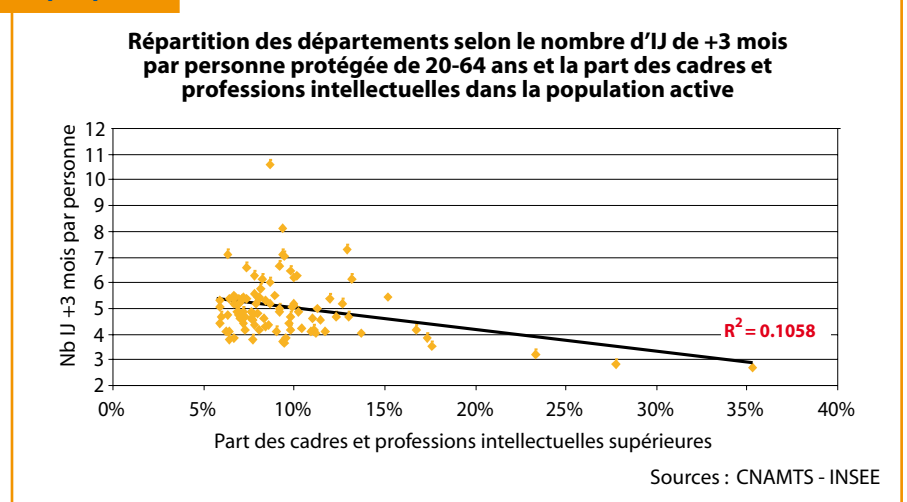
conséquence d'arrêt de travail ou d'une pathologie lourde à gérer psychologiquement.

Une corrélation avec certaines catégories socio-professionnelles

Les coefficients de corrélation entre certaines catégories socio-professionnelles et le nombre d'IJ de plus de trois mois sont peu élevés. Ils sont tout de même significatifs : positifs pour les employés et négatifs pour les cadres et professions intellectuelles supérieures (graphique 11).

La relation inverse entre la proportion de cadres et professions intellectuelles supérieures et le nombre d'IJ de longue durée par personne est en fait surtout due aux départements d'Ile de France. En effet, sans

Graphique 11



l'Ile de France il n'y aurait pas de corrélation²⁴. La relation est donc ici beaucoup moins nette que celle observée sur les IJ

de courte durée. Concernant les ouvriers, la corrélation n'est pas significative²⁵.

● L'importance de l'état de santé dans le modèle de régression linéaire des IJ de longue durée

Le modèle²⁶ s'écrit comme suit :

Nombre d'IJ de longue durée par personne protégée de 20-64 ans par département =

$$\begin{aligned}
 & 25.21 + 0.069 (\text{mt d'actes de masso-kiné /pers}) - 0.075 (\% \text{ cadres et prof. intell sup.}) \\
 & \quad (<0.0001) \quad (<0.0001) \quad (0.0009) \\
 & -0.027 (\text{densité généralistes}) + 0.195 (\% \text{ALD}) \\
 & \quad (<0.0001) \quad (0.0015) \\
 & -0.079 (\% \text{ entreprises construction}) - 0.423 (\text{âge moyen médecins}) \\
 & \quad (0.0240) \quad (0.0006)
 \end{aligned}$$

- Statistique de Fisher=32.16 - F_value<0.0001
- Coefficient de détermination $R^2=0.68$ - $R^2_{\text{ajust}}=0.66$

Le montant moyen remboursé d'actes de masso-kinésithérapie par personne explique 43% de la variance, le pourcentage de cadres et professions intellectuelles supérieures 15%, le pourcentage de personnes en ALD 4%, la densité de généralistes 3%, l'âge moyen des médecins 2% et le pourcentage d'entreprises dans la construction 1% de la variance.

En plus des variables mises en valeur précédemment (montant moyen d'actes de masso-kinésithérapie, part des cadres et professions intellectuelles supérieures, part des ALD), trois autres variables apparaissent dans le modèle. Deux concernent la démographie médicale : densité de

généralistes et âge moyen des médecins. La troisième relève du secteur d'activité : part d'entreprises de plus de 20 salariés dans le secteur de la construction.

La variable « âge moyen des médecins » a un coefficient négatif dans le modèle tout comme le coefficient de corrélation l'était dans l'analyse bivariée. C'est-à-dire que, toutes choses égales par ailleurs, plus l'âge moyen des médecins d'un département est bas et plus il y a d'IJ de longue durée par personne. Ce phénomène s'observe également pour les IJ de courte durée.

La densité de généralistes a également un

coefficient négatif dans le modèle alors que l'analyse bivariée mettait en valeur un coefficient de corrélation légèrement positif. Ce changement de signe provient certainement du fait que cette densité est elle-même fortement corrélée avec la part des ALD dans la population protégée²⁷. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, la densité de généralistes a un coefficient négatif dans le modèle. Ce résultat est cohérent avec celui obtenu sur les IJ de courte durée. Une offre de soins importante tendrait donc à réduire le risque de prescription d'arrêt de travail. Ceci vient à l'encontre de ce qui est communément avancé et mériterait donc une étude complémentaire.

²⁴ $r=+0.05$ p-value=0.65.

²⁵ $r=+0.01$ p-value=0.96.

²⁶ Méthode de sélection du modèle : pas à pas, $\alpha = 0.05$ pour entrer ou sortir du modèle.

²⁷ $r=+0.45$ p-value<0.0001.

La part d'entreprises de plus de 20 salariés dans le secteur de la construction a une corrélation légèrement positive en analyse bivariée avec le niveau des IJ de longue durée par personne. Toutefois, cette variable est elle-même fortement corrélée avec la part de cadres dans la population active²⁸. Dans le modèle, son coefficient est négatif, ce qui peut paraître assez surprenant. L'explication peut porter sur le modèle en tant

que tel, en raison du poids important des variables avec effet positif.

Le modèle précédent met en valeur la variable de consommation d'actes de masso-kinésithérapie, considérée comme « marqueur » d'un certain type de pathologie. Or cette variable est également une variable de dépense de santé tout comme le sont les indemnités journalières. Les départe-

tements qui présentent une forte dépense médicale par personne le sont souvent sur plusieurs postes de dépenses différents. Il peut être contestable, d'un point de vue méthodologique, d'expliquer les variations de consommation d'IJ par département par une autre variable de consommation de soins. Aussi, un autre modèle a été construit sans prendre en compte les différents indicateurs de consommation de soins :

Nombre d'IJ longue durée par personne protégée de 20-64 ans par département =

$$28.49 + 0.40 (\%ALD) - 0.58 (\text{âge moyen médecins})$$

(<0.0001) (<0.0001) (<0.0001)

- Statistique de Fisher=38.99 - F_value<0.0001
- Coefficient de détermination R²=0.46 - R²ajust=0.44

La part des ALD dans la population explique 32% de la variance, l'âge moyen des médecins 14%.

Dans ce cas, le modèle se réduit à deux variables. L'importance de l'état de santé des personnes est encore mise en avant, mais cette fois-ci avec un indica-

teur beaucoup plus global (part des ALD dans la population).

L'âge des médecins est toujours présent avec une importance accrue. Par contre, les catégories socio-professionnelles ou le secteur d'activité n'apparaissent plus.

Pour affiner ces résultats, il serait intéressant d'envisager une modélisation avec des indicateurs de pathologie qui ne traduisent pas un effet de consommation ; ceci ne serait néanmoins possible qu'en disposant d'informations sur les pathologies au-delà des seules ALD.



Conclusion

Les disparités géographiques de consommation d'indemnités journalières maladie sont importantes : de 1 à 2 pour les IJ courtes et de 1 à 4 pour les IJ longues. Elles ne s'expliquent pas par les mêmes facteurs pour ces deux types d'arrêt.

Les disparités départementales pour les IJ de courte durée s'expliquent moins par des écarts d'état de santé que par des différences de structures d'activité économique et d'emploi. Elles peuvent également s'expliquer par la politique de contrôle qu'exerce l'Assurance maladie sur les arrêts de travail.

Les disparités géographiques du nombre d'IJ issues d'arrêts de longue durée sont, quant à elles, davantage liées aux différences d'état de santé de la population et dans une moindre mesure aux catégories socio-professionnelles et au « profil » du prescripteur.

Les différents modèles de régression linéaire expliquent un peu plus de la moitié des disparités géographiques grâce à des variables contextuelles. En identifiant les facteurs explicatifs, ils peuvent aider à fixer des objectifs pour des actions de prévention locales.

Une fois pris en compte ces facteurs de contexte, il demeure une part « non-expliquée » des disparités de consommation d'IJ par personne. Celles-ci relèvent certainement de disparités dans les comportements des différents acteurs impliqués dans la prise d'un arrêt de travail. Cette part « non expliquée » varie sensiblement d'un département à un autre. Elle montre l'importance pour l'Assurance maladie de mener des analyses pour identifier les zones géographiques pour lesquelles les marges de manœuvre sont les plus importantes, afin de mener des actions de sensibilisation ou de contrôle adaptées.

²⁸ r=-0.51 p-value<0,0001.

Contact : aude.expert@cnamts.fr