

points de repère



Depuis 1990, les arrêts de travail ont évolué de manière contrastée. Après une baisse en début de période, les indemnités journalières ont connu entre 1997 et 2002 une très forte croissance (+34%), qui ne peut s'expliquer uniquement par l'évolution démographique de la population active. Une analyse des facteurs explicatifs de ces évolutions sur longue période a été menée, en se limitant dans un premier temps aux indemnités journalières courtes (moins de trois mois). Elle montre que la baisse du chômage jusqu'en 2001 puis l'augmentation de la population salariée âgée contribuent à cette augmentation rapide des indemnités journalières sur quelques années.

Ces facteurs n'expliquent pas, en revanche, le retournement de tendance observé depuis fin 2003, qui se traduit par une diminution très sensible des indemnités journalières en 2004 et 2005. En effet la population active continue à augmenter et à vieillir, le chômage s'est stabilisé puis a diminué, l'ensemble de ces évolutions ayant spontanément un impact à la hausse. Si d'autres facteurs exogènes ont pu jouer à la baisse (accidents de la route, mises en invalidité plus précoces), ils restent mineurs par rapport à l'ampleur de celle-ci. La politique volontariste de maîtrise de ces dépenses depuis quelques années (objectifs fixés dans la convention médicale, renforcement des contrôles) apparaît l'élément explicatif majeur de l'ampleur du retournement de tendance en 2003 et de sa poursuite jusqu'à fin 2005.

Déterminants de l'évolution des indemnités journalières maladie

En 2005, 246 millions de journées ont été indemnisées par le régime général pour des arrêts de travail consécutifs à une maladie ou à un accident du travail¹, dont :

- 197 millions au titre de la maladie (pour un coût de 5,3 MD€),
- 49 millions au titre des accidents du travail et maladies professionnelles (pour un coût de 1,9 MD€).

Après une baisse de 1992 à 1997, les indemnités journalières ont connu pendant quelques années une période de très forte progression : entre 1997 et 2002, le nombre d'IJ maladie a cru de 34%, dont 10% pour la seule année 2002. Le mouvement s'est inversé au dernier trimestre de 2003 et se poursuit depuis lors, avec une diminution de 4 à 5% par an du nombre de journées indemnisées.

En 2003, l'Inspection Générale des Affaires Sociales (IGAS) et l'Inspection Générale des Finances (IGF) se sont penchées sur les raisons de la croissance très rapide observée alors, et ont conclu : « En dehors des facteurs démographique et conjoncturel, il n'a pas été possible de mettre en évidence d'explications majeures des évolutions de ces dernières années... Il est donc probable que le comportement des assurés et des prescripteurs a joué

¹ Ne sont pas comptabilisés dans ces chiffres les 56 millions de journées indemnisées au titre des congés maternité et paternité, représentant 2,3 MD€.

un rôle important dans la croissance constatée². La mission a recommandé une réorganisation et une intensification des contrôles, proposition déjà formulée par la Cour des comptes en 2000. Les pistes de propositions formulées par l'ANAES en 2004 sont plus orientées pour leur part sur le processus de décision médicale aboutissant à l'arrêt de travail³.

Après quelques années de retournement de tendance, la question reste posée des facteurs explicatifs de ces évolutions très contrastées sur une dizaine d'années. Comment interpréter la baisse récente, qui contribue significativement à l'inflexion des dépenses de soins de ville ? Résulte-t-elle de facteurs conjoncturels extérieurs, ou reflète-t-elle des gains d'efficacité du système, et dans ce cas ces gains peuvent-ils encore se poursuivre ? Comment s'inscrit-elle par rapport aux tendances de plus long terme ?

Après un rappel des caractéristiques des arrêts de travail et de leur évolution passée, les déterminants structurels de l'évolution des IJ et les facteurs explicatifs de la baisse récente sont analysés. L'étude est centrée sur les arrêts de travail pour maladie.

1 - Les arrêts de travail pour maladie indemnisés par le régime général

En 2005, un peu plus de 20% de la population active assurée au régime général bénéficie d'un arrêt de travail pour maladie⁴. Cette proportion tend à diminuer depuis quelques années⁵.

Les dépenses sont relativement concentrées sur un petit nombre d'arrêts longs, même si les arrêts courts sont les plus fréquents (Tableau 1). Ainsi, sur l'ensemble des arrêts qui ont débuté en 2003⁶:

Tableau 1

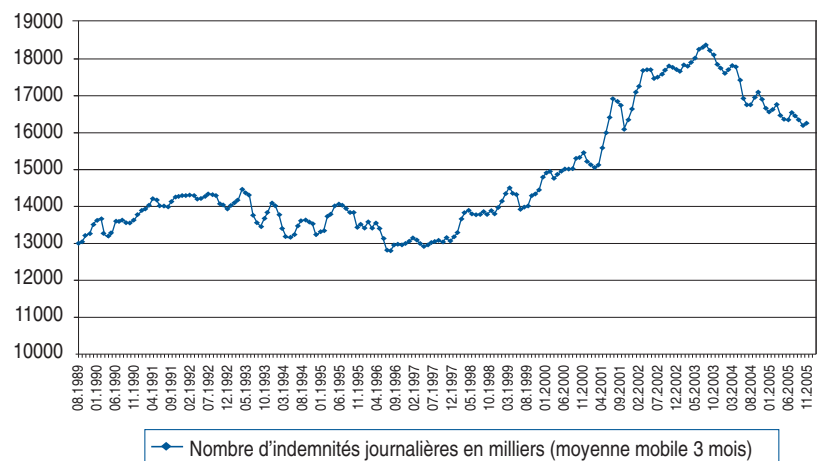
Répartition des arrêts maladie débutés en 2003 selon la durée de l'arrêt⁶

	% des arrêts	% des IJ
Moins de 8 jours	41%	3%
Entre 8 et 14 jours	23%	5%
Entre 15 et 30 jours	16%	9%
Entre 1 mois et 3 mois	12%	18%
Entre 3 et 6 mois	4%	17%
Plus de 6 mois	4%	48%

Source : CNAMTS / Echantillon Permanent d'Assurés Sociaux (EPAS) (1/600ème de la population du Régime Général, hors SLM).

Graphique 1

Evolution du nombre d'indemnités journalières de 1989 à 2005



Source : CNAMTS / EPAS.

- les arrêts de moins de trois mois, qui constituent l'essentiel des arrêts (92%), ne représentent que 35% du total des indemnités journalières,
- et les 8% d'arrêts de plus de 3 mois représentent 65% des IJ versées.
- à l'inverse les arrêts de plus de 6 mois (4%

2 Gissler E, Roquel T, Lejeune D, Mercereau F. Les dépenses d'indemnités journalières, IGF 2003-M-049-01 et IGAS 2003-130, octobre 2003.

3 Les propositions concernent notamment l'élaboration de consensus médicaux sur les durées d'arrêt, la formation des prescripteurs, la mise en œuvre d'un projet thérapeutique pluridisciplinaire pour les prolongations d'arrêts après trois semaines, l'amélioration de la communication entre professionnels, ... (ANAES : Arrêts maladie : état des lieux et propositions pour l'amélioration des pratiques, septembre 2004).

4 Il s'agit des actifs âgés de 16 à 65 ans. Deux échantillons ont été exploités pour reconstituer ces taux, l'échantillon permanent d'assurés sociaux (EPAS) et l'échantillon permanent de bénéficiaires (EPIB), et les résultats sont un peu différents : 20,3% (EPAS) versus 22,8% (EPIB). Pour plus de précisions sur les échantillons, on pourra se reporter à : Lenormand F. Le système d'information de l'Assurance Maladie, le SNIIR-AM et les échantillons de bénéficiaires. Journal de la Société Française de Statistiques 2005 ; 143 ; 3.

5 Le taux est passé de 25,4% en 2000 à 20,3% en 2005 sur la population de l'échantillon permanent d'assurés sociaux (EPAS). La diminution est très prononcée sur les dernières années (-3 points sur les deux années 2004 et 2005). Sur l'échantillon permanent de bénéficiaires (EPIB), qui n'a qu'un recul de 2 ans, le taux passe de 23,2% en 2004 à 22,8% en 2005.

6 Toutes les IJ correspondant aux arrêts sont comptabilisées, y compris celles payées au-delà de 2003 jusqu'en janvier 2006. Les IJ de plus de 6 mois sont donc légèrement sous-estimées. (source : échantillon permanent d'assurés sociaux - EPAS).

2 - L'évolution des indemnités journalières depuis 15 ans

Si l'on analyse l'évolution des indemnités journalières sur une période d'une quinzaine d'années, on observe une fluctuation du nombre de journées indemnisées autour de 13 à 14 millions par mois jusqu'en 1997, puis une très forte progression jusqu'à atteindre 18 millions par mois dans la deuxième moitié de l'année 2003 et, à partir du dernier trimestre 2003, une baisse qui porte le volume actuel à environ 16 millions⁷ (Graphique 1).

Sur les quinze dernières années, les IJ longues (plus de trois mois) ont augmenté plus rapidement que les IJ courtes (moins de trois mois)⁸ (Graphique 2). C'est notamment le cas en début de période (la proportion d'IJ de plus de trois mois est passée de 33% à 37% entre 1989 et 1992), puis à nouveau lors de la phase de très forte progression des IJ : entre 1997 et 2003, le nombre d'IJ versées a augmenté de 37% au total, mais de 32% pour les IJ de moins de 3 mois et 54% pour les IJ de plus de trois mois.

Le retournement de tendance au deuxième semestre 2003 a affecté les IJ courtes, tandis que les IJ longues continuaient à croître rapidement (+7% en 2003) ; en 2004, la diminution est plus marquée pour les IJ courtes (-5%) que pour les IJ longues (-2%) ; en revanche, ces dernières marquent le pas en 2005 (-7% versus -3% pour les IJ de moins de trois mois). En moyenne sur les deux années 2004 et 2005, la diminution est similaire pour les deux types d'IJ.

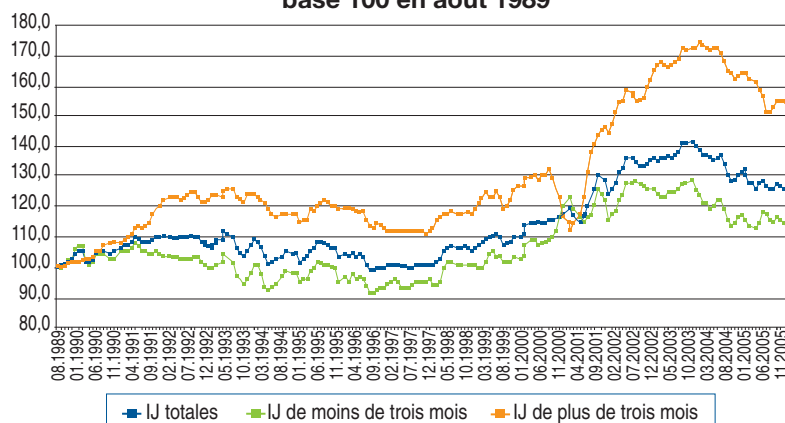
3 - Les déterminants de la consommation d'indemnités journalières et de son évolution

L'évolution de la population active

L'évolution des indemnités journalières est logiquement liée, toutes choses égales par ailleurs, à celle de la population active. Cependant, l'évolution des effectifs ne permet d'expliquer qu'une fraction de la forte croissance des IJ sur la période 1997 – 2002. Le

Graphique 2

Evolution du nombre d'IJ - moyenne mobile 3 mois - base 100 en août 1989



Source : CNAMTS

Tableau 2

Evolution comparée du nombre d'IJ et d'actifs

	Population active	Emploi salarié	Emploi salarié et chômeurs	IJ maladie en nombre
1997-2002	4,2%	12,8%	6,7%	33,9%
2002-2005	1,6%	0,0%	1,3%	-6,1%
2003-2005	1,0%	0,3%	0,2%	-8,5%
1997-2005	5,9%	12,9%	8,1%	25,6%

Population active : source INSEE – effectif en moyenne annuelle

Emploi salarié : source Ministère de l'Emploi / DARES – effectif au mois de juin

Chômeurs : source INSEE, données CVS, séries révisées – effectif au mois de juin

IJ en volume : évolutions des dépenses en date d'arrêt, déflatées de l'évolution du salaire moyen – source CNAMTS

IJ en nombre : évolution du nombre d'IJ payées en date de paiement – source CNAMTS

Tableau 3

Fréquence et durée des arrêts par tranche d'âge en 2005

ANNÉES	Part des assurés arrêtés	Nombre moyen de jours d'arrêt par assuré arrêté	Nombre d'IJ par assuré susceptible d'en percevoir
Moins de 40 ans	22,6%	33,0	7,4
40 - 44 ans	23,4%	47,4	11,1
45 - 49 ans	24,4%	54,8	13,4
50 - 54 ans	26,4%	67,7	17,8
55 ans et plus	18,8%	94,9	17,8
Ensemble	22,8%	48,7	11,1

Source : CNAMTS / EPIB

7 Dans tout ce qui suit, la date à laquelle sont rattachées les indemnités journalières est la date de paiement par l'assurance maladie (et non la date de l'arrêt).

8 Cette distinction (plus ou moins de trois mois) est la seule disponible sur longue période. Il faut noter que le poste « IJ de moins de 3 mois » comprend également les trois premiers mois des arrêts longs. C'est la raison pour laquelle les IJ de moins de trois mois, telle que comptabilisées dans cette répartition, représentent 60% du total des IJ. En réalité, on estime que si l'on exclut les IJ correspondant aux trois premiers mois d'arrêts supérieurs à 3 mois, les « vraies » IJ de moins de 3 mois représentent environ 35% du total des IJ.

nombre d'IJ versées a en effet progressé de 34% sur cette période de cinq ans. Sur la même période, la population active a augmenté de 4%, l'effectif salarié du secteur marchand privé de 13%, et l'ensemble des salariés du privé et des chômeurs de 7%. De la même manière, la baisse des IJ sur la période récente (-8,5% en volume sur la période 2003-2005) s'observe alors que les effectifs de population active continuent de croître, de même que l'emploi salarié dans le secteur privé - de manière ralentie par rapport à la période précédente (Tableau 2).

Les graphiques 3 et 4, qui ramènent l'ensemble des séries en base 100 en 1990 puis en 1997, permettent de visualiser la courbe qui aurait été observée pour les IJ si elles avaient suivi uniquement la progression des effectifs d'actifs ou de salariés. On peut noter que même si elle ne permet pas d'expliquer totalement les fluctuations, c'est l'évolution de l'effectif des salariés du privé qui apparaît la mieux corrélée à celle des IJ, ce qui est confirmé par l'analyse économétrique. Ceci apparaît logique, car les chômeurs perçoivent peu d'IJ même s'ils y ont droit⁹.

Le vieillissement de la population active

Outre l'effectif brut, le nombre d'indemnités journalières est influencé par la structure démographique de la population active. L'âge a en effet un impact sur la fréquence des arrêts et sur leur durée, dans des sens opposés :

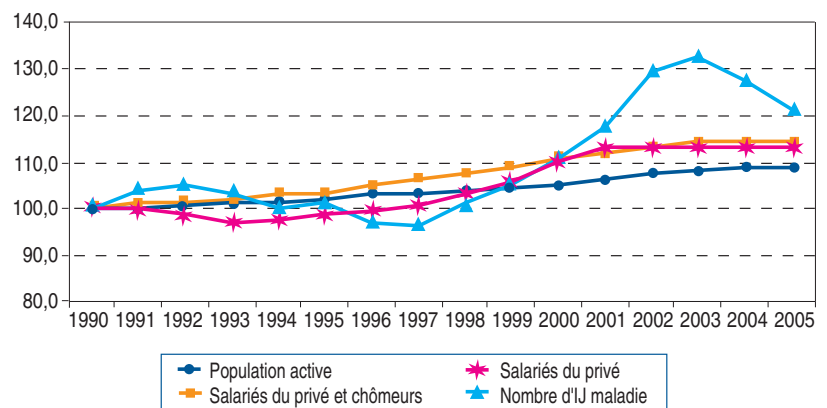
- la proportion d'assurés arrêtés apparaît sensiblement plus faible pour les salariés âgés,
- en revanche la durée moyenne des arrêts croît régulièrement et nettement avec l'âge.

La résultante est un nombre moyen d'IJ deux fois et demi supérieur pour les salariés au-delà de 50 ans, par rapport aux moins de 40 ans (Tableau 3).

Une enquête réalisée par le service médical de la CNAMTS en 2004 sur les arrêts de 2 à

Graphique 3

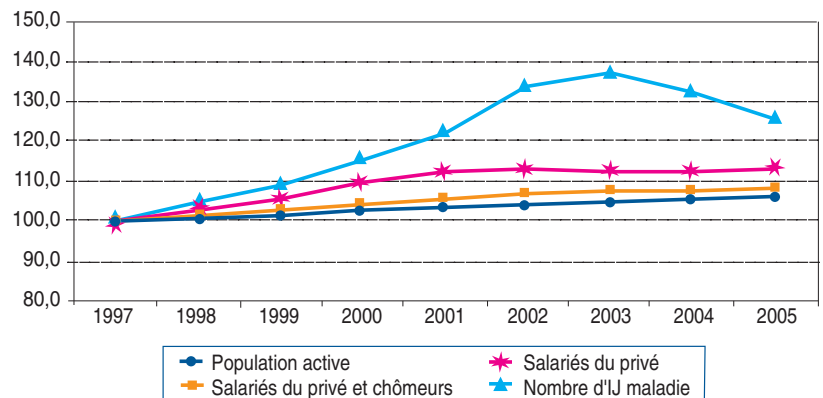
Evolution des IJ et du nombre d'actifs (indice base 100 en 1990)



Sources : INSEE - DARES - CNAMTS

Graphique 4

Evolution des IJ et du nombre d'actifs (indice base 100 en 1997)



Sources : INSEE - DARES - CNAMTS

4 mois¹⁰ conclut également à une sur-représentation des salariés de 55 ans et plus dans ces arrêts longs (16 à 21% selon la durée de l'arrêt, versus 10% dans la population active, la moyenne d'âge augmentant avec la durée de l'arrêt).

Ces observations de données brutes sont confirmées par une analyse économétrique « toutes choses égales par ailleurs » qui montre que plus le salarié est âgé, plus la probabilité qu'il prenne un arrêt de travail est faible. En revanche, si les arrêts sont moins fréquents,

ils sont plus longs quand ils surviennent¹¹. La combinaison de ces deux effets est une croissance du nombre moyen d'indemnités journalières avec l'âge, que l'on observe également dans d'autres pays¹². Le vieillissement de la population active est donc un facteur qui accroît mécaniquement le nombre d'indemnités journalières et qui se combine à l'évolution des effectifs bruts. En France, cet impact du vieillissement de la population active peut être estimé à +5,6% entre 1997 et 2005¹³.

⁹ Rapport IGAS - IGF *op.cit.*

¹⁰ Vallier N *et al.* Description des populations du régime général en arrêt de travail de 2 à 4 mois, 2004.

¹¹ Grignon M, Renaud T, *Sickness and injury leave in France : moral hazard or strain ?* Communication au 1^{er} colloque franco-britannique d'économie de la santé CES-HESG, janvier 2004, Paris.

¹² Notamment : Barmby T, Ercolani M and Treble J. " Sickness Absence: An International Comparison ", *Economic Journal*, Vol. 112, pp. F315-F331, 2002.

¹³ Simulation réalisée en appliquant les niveaux moyens de consommation d'IJ par tranche d'âge et sexe constatés en 2005 (source : échantillon permanent de bénéficiaires - EPIB) à l'évolution de la composition âge / sexe de la population active (source : INSEE). Il n'a pas été possible de faire cette simulation sur la structure démographique de la population salariée du secteur privé, ce qui aurait été plus ajusté.

Si l'on cumule les effets sur la période 1997-2002, l'évolution des effectifs de salariés et de leur structure démographique expliquerait une croissance de 17% des indemnités journalières (contre 34% observés). On peut noter à nouveau que l'impact de ces facteurs reste positif (+1,6%) sur la période 2003-2005, qui a pourtant vu une baisse du nombre d'IJ de 8,5% (Tableau 4).

Le graphique 5, qui ramène l'ensemble des séries en base 100 en 1997, permet de visualiser la comparaison entre l'évolution observée des IJ et celle qui aurait résulté de l'évolution démographique de la population active (effectifs et structure démographique). Il montre qu'à fin 2005, il reste une marge pour revenir à la situation de 1997 (de 5% à 10% selon que l'on prend comme référence la population des salariés du secteur privé ou qu'on y inclut également les chômeurs).

L'épidémiologie

En dehors de l'évolution de l'emploi et du vieillissement de la population active, y a-t-il des facteurs épidémiologiques qui pourraient expliquer l'évolution contrastée des indemnités journalières dans les dix dernières années ?

On ne dispose pas de données récentes sur les pathologies à l'origine des arrêts de travail, du moins pour l'ensemble des arrêts. En 1993, date de la dernière enquête générale

Tableau 4

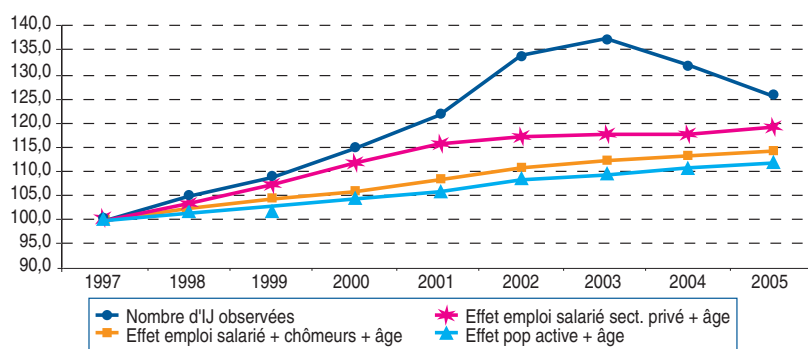
Impact de l'évolution du nombre d'actifs et de leur structure par âge

	Nombre d'indemnités journalières observé	Effet emploi salarié sect. privé + âge	Effet emploi salarié + chômeurs + âge	Effet population active + âge	Effet pur de l'âge
1997-2002	33,9%	17,1%	10,8%	8,2%	3,8%
2002-2005	-6,1%	1,8%	3,1%	3,4%	1,7%
2003-2005	-8,5%	1,6%	1,5%	2,2%	1,3%
1997-2005	25,6%	19,2%	14,2%	11,8%	5,6%

Sources : INSEE - DARES - CNAMTS

Graphique 5

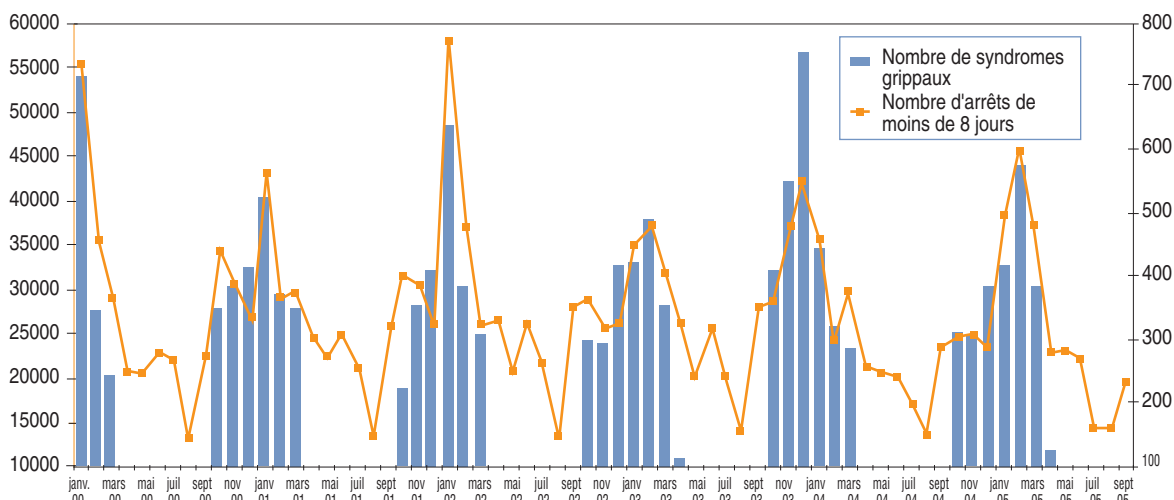
Impact démographique (effectif et structure âge/ sexe de la population active) - indice base 100 en 1997



Sources : INSEE - DARES - CNAMTS

Graphique 6

Arrêts de maladie de moins de 8 jours dans l'EPAS et épidémies hivernales



Nombre d'arrêts : Source CNAMTS / EPAS

Nombre de syndromes : Source réseau sentinelle

rale menée par la CNAMTS¹⁴, trois types d'affections représentaient plus de 50% des arrêts et des IJ :

- les maladies du système ostéo-articulaire, des muscles et du tissu conjonctif (21% des arrêts et des IJ) ;
- les traumatismes (21% des arrêts et 20% des IJ) ;
- les troubles mentaux (resp. 14% et 16%).

Les arrêts courts sont sous-estimés dans cette étude, du fait des délais d'examen par le médecin conseil. L'enquête fait néanmoins apparaître une répartition des pathologies différente pour les arrêts de moins de quinze jours (où apparaissent les symptômes, fatigue, fièvre, etc. ainsi que les affections aiguës des voies respiratoires) et de plus de quinze jours (où les lombalgies arrivent en tête).

L'étude de 2004 déjà citée¹⁵ confirme, à dix ans d'intervalle, que pour les arrêts assez longs (2 à 4 mois), les trois principaux motifs d'arrêt de travail constatés sont les maladies du système ostéoarticulaire, les troubles mentaux et les lésions traumatiques.

En plus de ces facteurs structurels, de manière plus conjoncturelle, les arrêts très courts (moins de 8 jours, qui représentent 41% des arrêts mais seulement 3% des IJ) sont fortement impactés par les épidémies de grippe, comme le montre le graphique 6 (épidémies de grippe : janvier 2002, février 2003, décembre 2003, février-mars 2005).

Compte tenu du poids des arrêts de moins de 8 jours dans l'ensemble des IJ (3%), l'impact des épidémies n'explique qu'une part limitée des variations annuelles et en tout état de cause ne permet pas de rendre compte des évolutions analysées précédemment.

Les informations disponibles ne permettent pas à ce stade de juger de l'impact des évolutions épidémiologiques plus structurelles sur l'évolution des IJ.

La profession exercée et les conditions de travail

Les arrêts de travail varient selon la catégorie socio-professionnelle :

- toutes choses égales par ailleurs, la probabilité d'arrêt est significativement inférieure pour les cadres par rapport aux ouvriers d'une part, et aux employés et professions intermédiaires d'autre part (pas de différence significative entre ouvriers et employés)¹⁶ ;
- on retrouve, au sein des arrêts longs (2 à 4 mois) du régime général en 2004, une surreprésentation des ouvriers et des employés (41% et 35% des personnes interrogées alors que ces CSP représentent respectivement 27% et 30% de la population active)¹⁷.

La prise d'arrêt de travail apparaît par ailleurs positivement corrélée à la durée du travail¹⁸, et de nombreuses études étrangères ont mis en évidence le rôle d'autres facteurs liés au travail (fonction occupée, intégration dans l'entreprise, exposition au risque, environnement professionnel...)¹⁹.

Là encore, il est difficile d'apprécier comment ces facteurs ont pu jouer dans le temps et dans quelle mesure ils participent à expliquer les évolutions constatées. Une analyse plus fine serait à mener par secteur économique. On peut penser notamment que les retournements de conjoncture économique affectent de manière différenciée les secteurs économiques, qui sont soumis à des risques variables.

La conjoncture économique et le chômage

Il est logique, en période de croissance économique et de baisse du chômage, qu'on observe une augmentation du nombre d'indemnités journalières en proportion de celle des effectifs de salariés. Mais au-delà de cet effet mécanique, une corrélation négative est constatée, dans de nombreux pays, entre le chômage et les arrêts de travail *par salarié*.

Dans le cas de la France, des travaux économétriques récents réalisés sur données trimestrielles estiment ainsi que le nombre d'IJ par salarié est fonction du chômage avec une élasticité de 0,15, c'est-à-dire qu'une augmentation de 1% du nombre de chômeurs s'accompagnerait d'une diminution de 0,15% du volume d'IJ par salarié²⁰.

Ce constat du caractère pro-cyclique des arrêts de travail donne lieu à deux types d'interprétation dans la littérature.

Une première attribue cette relation à des comportements des salariés et des employeurs. Lorsque l'activité économique est morose et le chômage élevé, les salariés peuvent hésiter davantage à prendre des arrêts maladie par crainte d'être licenciés. À l'inverse, en période de chômage faible, les salariés sont en situation favorable vis-à-vis des employeurs, ils peuvent plus facilement recourir à des arrêts de travail sans craindre pour leur emploi, et les marges de manœuvre des employeurs sont plus réduites. Au demeurant, cette interprétation ne préjuge pas du « bon » niveau d'IJ (en d'autres termes, elle ne permet pas de trancher la question normative : y a-t-il des arrêts inutiles dans le second cas, ou des arrêts insuffisants dans le premier ?). Elle démontre seulement une certaine plasticité du recours aux indemnités journalières, à situation de santé identique²¹.

¹⁴ Weill A, Fender P *et al.*, RIM nationale sur les indemnités journalières, décembre 1994.

¹⁵ Vallier N *et al.* 2004, *op.cit.*

¹⁶ Grignon M et de Renaud T, 2003, *op.cit.*

¹⁷ Vallier N *et al.* 2004, *op.cit.*

¹⁸ Grignon M et de Renaud T, 2003, *op.cit.*

¹⁹ Midy F. Les indemnités journalières versées au titre des arrêts maladie 2005 par le régime général : état des lieux et déterminants, *Rev Med Ass Maladie*, 2005 36(3) : 237-46.

²⁰ Azizi K. Les dépenses de soins de ville remboursées par le régime général en 2005, *Etudes et résultats* ; DREES, août 2006. Des versions antérieures de ce modèle avaient été présentées dans de précédents numéros d'*Etudes et Résultats*, avec des estimations un peu différentes.

²¹ Ce rôle des comportements, que les économistes désignent sous l'appellation d'« aléa moral », a été testé dans de nombreux travaux empiriques, non seulement à propos du chômage, mais aussi, dans le même ordre d'idées, en étudiant l'impact :

- du type de contrat de travail : le taux de prise d'arrêt des salariés en CDI apparaît significativement supérieur à celui des salariés en CDD (Grignon et Renaud 2003, *op.cit.*)

- ou des changements des règles d'indemnisation (ANAES 2004, *op.cit.*).

Cependant, concernant l'impact du chômage, il existe une interprétation alternative en termes de composition de la main d'œuvre : lorsque le chômage baisse, des personnes jugées antérieurement moins « employables », notamment parce que plus fragiles ou en plus mauvais état de santé, trouveront à être employées ; dès lors le risque d'arrêt de travail de la population employée s'accroît objectivement.

En fait, ce sont surtout les IJ courtes (moins de trois mois) qui sont corrélées avec le chômage. Celui-ci a peu d'impact sur les IJ longues, et les IJ totales ne sont donc influencées que par le biais des IJ courtes (Graphiques 7,8)²². La corrélation semble par ailleurs beaucoup moins avérée sur la période la plus récente : malgré la remontée du chômage à partir de mi 2001, les indemnités journalières continuent à augmenter. A l'inverse, la stabilisation puis la baisse du nombre de chômeurs dans les premiers mois de 2005 ne s'accompagnent pas d'un redémarrage des IJ.

Il y a donc, tant sur la période de forte hausse jusqu'à 2002 – 2003 que sur la période de baisse à compter du dernier trimestre de 2003, un écart par rapport aux tendances pro-cycliques habituellement constatées sur le poste.

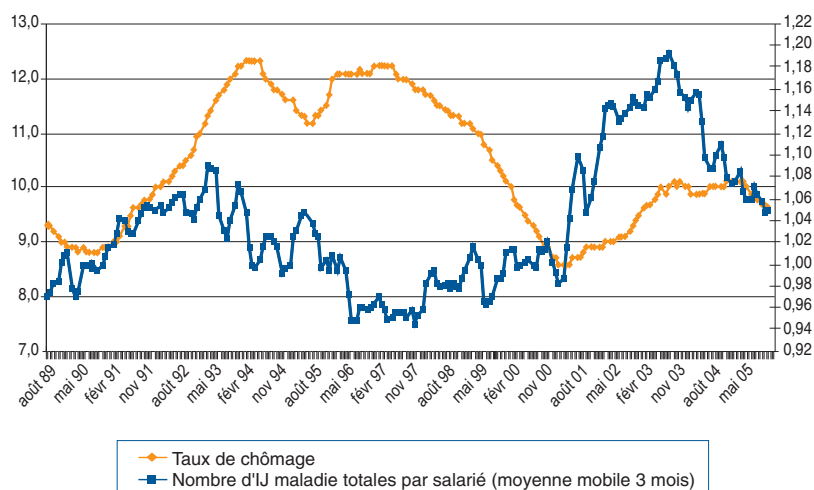
4. Modélisation de l'évolution des IJ de moins de trois mois sur longue période

Des modèles économétriques prenant en compte simultanément tous les facteurs explicatifs avancés ont été testés afin d'expliquer l'évolution des versements d'indemnités journalières sur la période 1990-2005, et notamment les ruptures de tendance constatées, avec trois sous périodes très contrastées :

- diminution régulière de l'année 1990 à la fin de l'année 1996 ;
- augmentation de l'année 1997 au troisième trimestre 2003 ;
- diminution à partir du quatrième trimestre 2003 jusqu'à la fin de l'année 2005.

Graphique 7

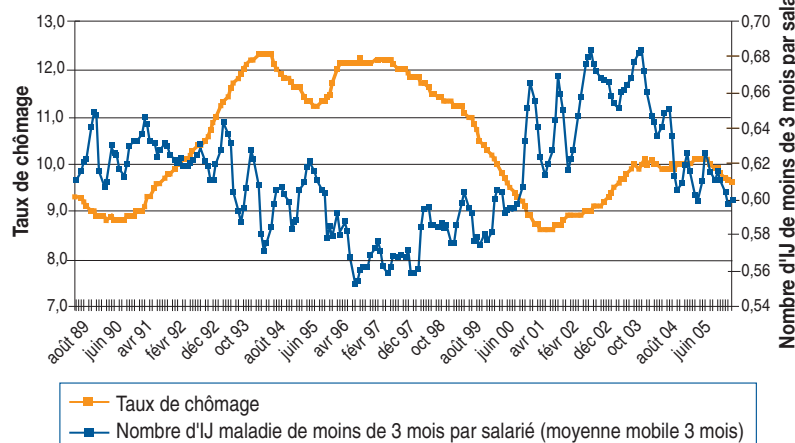
Evolution du chômage et du nombre d'IJ maladie par salarié



Sources : INSEE - CNAMTS

Graphique 8

Evolution du chômage et du nombre d'IJ maladie de moins de 3 mois par salarié



Sources : INSEE - CNAMTS

L'analyse s'est limitée dans un premier temps aux IJ maladie de moins de trois mois. Les IJ courtes et longues, en effet, obéissent à des facteurs d'évolution différents, et des analyses séparées sont plus pertinentes.

Les modèles statistiques testés font apparaître que :

- l'effectif salarié du secteur privé influe directement sur le nombre d'indemnités journalières,

- mais au-delà de cet impact mécanique des effectifs, le nombre d'indemnités journalières par salarié varie sur la période 1990-2005, et que cette variation s'explique par plusieurs facteurs.

Le facteur le plus explicatif est le taux de chômage. Le deuxième, par ordre d'importance, est le renforcement des contrôles²³, qui explique notamment le retournement de tendance à partir de fin 2003²⁴. La part des travailleurs âgés (entre 55 et 59 ans) joue également : on aurait pu penser a

²² Sur données trimestrielles, l'ajustement par régression linéaire conduit à un coefficient de corrélation ajusté de 0,50 pour les IJ de moins de 3 mois, de 0,15 pour les IJ totales.

²³ Renforcement des contrôles, mais plus globalement de la politique active de régulation de ce poste de dépenses par l'assurance maladie, incluant également la mise en œuvre de la maîtrise médicalisée suite à l'accord conventionnel signé au début de l'année 2005.

²⁴ Faute de pouvoir disposer de séries statistiques reflétant l'intensité des contrôles, une variable « contrôles » à trois modalités a été construite. Cf encadré méthodologique.

priori que cet effet se concentrait exclusivement sur les arrêts longs²⁵. Enfin le dernier facteur, qui joue de manière plus mineure, est le nombre d'enfants en bas âge (0 à 4 ans) : l'explication envisageable pourrait être l'impact des maladies infantiles sur les arrêts de travail des parents²⁶.

Ces variables ont un effet accélérateur, à la baisse s'agissant du taux de chômage ou à la hausse s'agissant des autres variables sur l'évolution du nombre d'IJ. En d'autres termes, le nombre d'IJ augmente moins vite (ou diminue plus vite) que l'effectif salarié lorsque le taux de chômage augmente (ou diminue). A l'inverse, le nombre d'IJ augmente plus vite que l'effectif salarié (ou diminue moins vite) lorsque la part des personnes âgées de 55 à 59 ans ou la part des enfants de 0 à 4 ans augmente (ou diminue). Enfin l'existence d'une politique de contrôles contribue à faire diminuer plus vite le nombre d'IJ que l'effectif salarié.

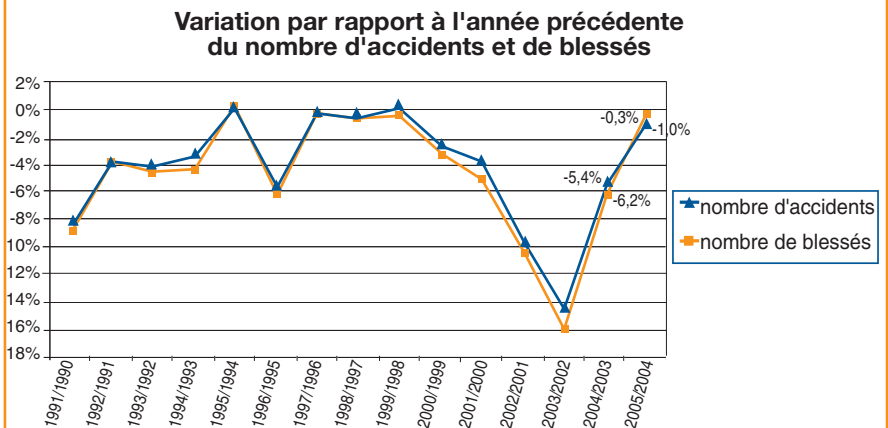
Ce modèle permet de rendre compte de manière satisfaisante des évolutions jusqu'à 2005 (notamment en rendant compte de la hausse au-delà de l'année 2001, puis du retournement fin 2003, que la seule évolution de l'effectif salarié ne permet pas d'expliquer). Sans l'introduction de la variable « contrôles », le modèle anticiperait pour 2005, sous l'effet de l'évolution des variables socio-démographiques, une hausse du volume d'IJ par salarié. L'introduction de cette variable permet au modèle de donner une image nettement plus fidèle de la réalité, puisqu'elle se traduit par une baisse du volume estimé d'IJ par salarié en 2005, par rapport à 2004.

Les spécifications des modèles et les paramètres des ajustements sont précisés dans l'encadré méthodologique.

5. La baisse des IJ depuis fin 2003 : des facteurs explicatifs exogènes ?

Un certain nombre de facteurs conjoncturels ont parfois été évoqués pour expliquer la baisse des IJ depuis 2003 : la diminution des accidents de la route, les départs en retraite anticipée en application de la loi de 2003 réformant les retraites, ou encore la mise en in-

Graphique 9

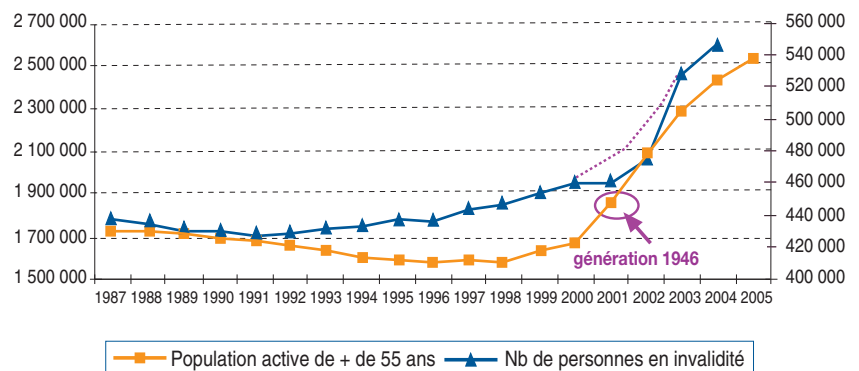


Source : observatoire de la sécurité routière.

Remarque : un changement de définition a eu lieu en 2004. L'évolution 2004-2005 est fondée sur les données 2004 recalculées selon la nouvelle méthode.

Graphique 10

Evolution du nombre de personnes percevant une pension d'invalidité et de la population active de 55 ans et plus



Population active de + 55 ans : source INSEE

Nombre de personnes en invalidité : Source CNAMTS

Remarque : les dénombrements nationaux sont obtenus sur la base d'une consolidation de données par caisse. En 2001 et 2002 les données de certaines caisses sont manquantes et les estimations réalisées conduisent à une sous-estimation du nombre de pensions. La courbe en pointillé lisse l'évolution.

validité plus précoce conduisant à un départ du poste IJ sur le poste invalidité.

La baisse des accidents de la route

Si le nombre d'accidents et de blessés de la route diminue en 2004 et en 2005, cette diminution est en fait à l'œuvre depuis plusieurs années et ne peut donc expliquer la baisse des IJ (Graphique 9). Les diminutions les plus significatives du nombre d'accidents ont de

fait eu lieu en 2002 et 2003, années de croissance du nombre d'IJ. La baisse de 2004 et surtout de 2005 apparaît, au regard des années antérieures, beaucoup plus limitée.

En tout état de cause, si l'on peut considérer que cette évolution a un impact positif sur les indemnités journalières, cet impact serait d'un ordre de grandeur de 0,1% en 2004, et apparaît négligeable en 2005²⁷.

²⁵ Rappelons cependant que la variable expliquée, le nombre d'IJ de moins de trois mois par salarié, comprend les premiers mois des IJ longues, et qu'il ne s'agit donc pas d'IJ courtes *stricto sensu*.

²⁶ Ce phénomène ne s'observe pas pour la tranche d'âge des 5-9 ans.

²⁷ Cette estimation est effectuée à partir d'une étude réalisée par les CPAM de Lyon et Villefranche sur un échantillon d'accidents, conduisant à une dépense moyenne remboursée au titre d'arrêts de travail de l'ensemble des victimes de 1000€.

L'impact des départs plus importants en retraite anticipée en application de la loi de 2003 réformant les retraites

Si ce facteur a pu effectivement jouer, il ne constitue cependant qu'un élément parmi d'autres de l'évolution de la population active, et c'est donc l'impact plus global de cette évolution qu'il convient d'analyser. Or on a vu que malgré ces départs, la population active continue, en 2004 et 2005, à s'accroître et à vieillir, évolutions qui ont toutes deux pour effet d'accroître mécaniquement le nombre d'IJ, à hauteur de 1,5 à 2% sur les deux ans (*cf supra*).

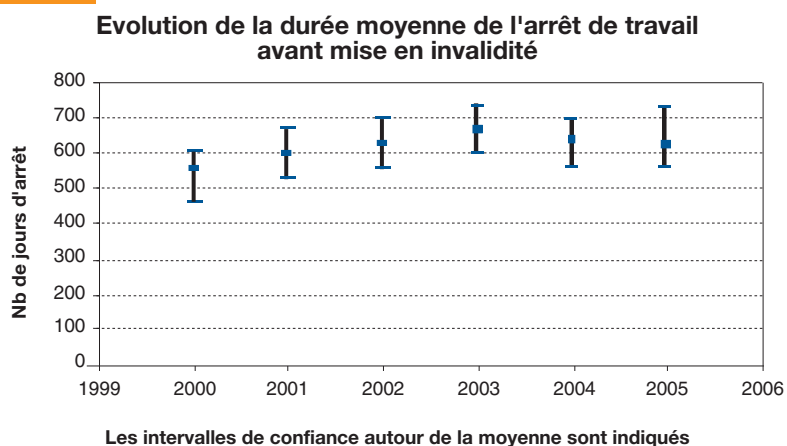
Le déport des IJ sur l'invalidité

Le rapport IGAS-IGF de 2003 avait recommandé, outre une intensification des contrôles, une accélération du passage en invalidité des personnes en arrêt de longue durée lorsqu'elles ne peuvent reprendre d'activité professionnelle.

Or on observe, depuis quelques années, une accélération des dépenses d'invalidité, qui représentent environ 4 MD€ en 2005 pour le régime général, et l'on peut se demander si la baisse des IJ, en particulier des IJ longues, ne résulte pas d'une mise en invalidité plus précoce, ce qui expliquerait les mouvements inverses observés sur les deux postes.

Là encore cependant, cette évolution ne peut tout expliquer puisque l'accélération des dépenses d'invalidité se constate avant 2004, alors même que les IJ étaient en forte croissance (Graphique 10).

Graphique 11



Source : CNAMTS / EPAS

En fait, le facteur principal de l'augmentation des dépenses d'invalidité paraît être le vieillissement de la population active : en 2001 en effet, la première génération issue du baby boom (1946) atteint 55 ans, et la part des actifs de 55 ans à 59 ans s'accroît brutalement à compter de cette date. La commission des comptes de la sécurité sociale estime que cette évolution de la structure d'âge explique les 2/3 de l'évolution des dépenses²⁸.

Néanmoins, au-delà de ce phénomène démographique majeur, existe-t-il un effet de bascule des IJ sur l'invalidité, lié à une mise en invalidité plus précoce dès lors que l'état du patient est stabilisé ? Constate-t-on effectivement un raccourcissement du délai de mise en invalidité ?

Il est difficile de conclure avec certitude, car on ne peut mesurer l'évolution de la durée moyenne de l'arrêt de travail avant mise en invalidité que sur l'échantillon permanent d'as-

surés sociaux (EPAS), mais compte tenu de la taille totale de cet échantillon, les effectifs d'entrée en invalidité sont faibles, et les intervalles de confiance autour ces valeurs sont donc importants (graphique 11). Le délai semble s'être allongé entre 2000 et 2003 puis possiblement réduit depuis, mais les intervalles de confiance se recoupent. L'hypothèse d'une réduction est néanmoins confortée par les données issues des échelons médicaux des caisses. Celles-ci ne comportent pas les durées d'IJ avant mise en invalidité, mais la proportion des mises en invalidité qui sont réalisées à l'issue de la durée maximale d'IJ (3 ans), et cette proportion a diminué de 29% à 21% entre 2001 et 2005.

En s'appuyant sur ces données, nous avons réalisé une simulation de l'impact du raccourcissement probable des délais de mise en invalidité. Ce phénomène pourrait expliquer 20 à 25% de la baisse du nombre d'IJ en 2004, et 8% en 2005.

Encadré méthodologique

Deux types de modélisations ont été mises en œuvre afin d'expliquer l'évolution des versements d'indemnités journalières de moins de trois mois au titre de la maladie. Le but de cette analyse était de mesurer l'impact propre de certains facteurs sur la tendance de long terme de la série des IJ. Nous ne nous sommes pas intéressés à la relation de court terme de la série dans la mesure où ce travail n'avait pas pour objectif d'établir des prévisions pour les années futures, mais plutôt d'expliquer ce qui a pu provoqué les retournements de tendance constatés sur les seize dernières années.

Dans un premier temps, nous avons tenté de modéliser le volume des IJ, mais les résultats de ces premières régressions ne sont guère concluants. Ensuite, nous avons estimé des modèles retenant, comme variable expliquée, le nombre d'IJ par salarié du secteur privé. Ces régressions ont fourni un ajustement tout à fait satisfaisant, les retournements de tendance sont assez bien restitués.

1. Modélisation du volume des IJ

La série à modéliser était le nombre d'IJ versées au cours du trimestre, de 1990 à 2005, elle comportait donc 64 données.

Nous disposons de plusieurs séries de données entre 1990 et 2005 (source : INSEE-DARES) :

- Le nombre de salariés du secteur privé, par trimestre
- Le nombre de chômeurs au sens du BIT, par trimestre

²⁸ Commission des comptes de la Sécurité Sociale, rapport juin 2006.

- Le nombre de naissances, par trimestre, retardé d'un trimestre
- Le nombre d'actifs âgés de 50 à 54 ans, par année
- Le nombre d'actifs âgés de 55 à 59 ans ou le nombre d'actifs âgés de 55 ans et plus, par année
- Le nombre d'enfants de 0 à 4 ans, par année

Nous avons construit une variable « Contrôles » afin de prendre en compte la politique d'intensification des contrôles mise en place par l'Assurance Maladie depuis la fin de l'année 2003²⁹. Cette variable comprend trois modalités :

- 0 jusqu'au troisième trimestre 2003
- 1 du quatrième trimestre 2003 au quatrième trimestre 2004
- 2 à partir du premier trimestre 2005

Afin de réduire l'hétéroscédasticité des séries, nous avons appliqué à chacune d'elles la transformation logarithmique (log népérien).

Du fait de la croissance tendancielle des différentes séries sur la période étudiée, les variables explicatives sont fortement et mécaniquement corrélées deux à deux. De ce fait, les régressions utilisant plus d'une variable explicative sont invalidées face à la multi colinéarité. La solution pour neutraliser ces corrélations mécaniques serait de supprimer la tendance de chaque série en travaillant en différence première, toujours après transformation logarithmique. Ensuite, une régression linéaire serait mise en œuvre sur ces nouvelles séries après s'être assuré de la stationnarité de chacune d'elles. Cependant nous avons préféré ne pas analyser plus avant, dans la mesure où cette méthode modéliserait uniquement la relation de court terme de notre série, ce qui ne répondrait que partiellement à notre problématique.

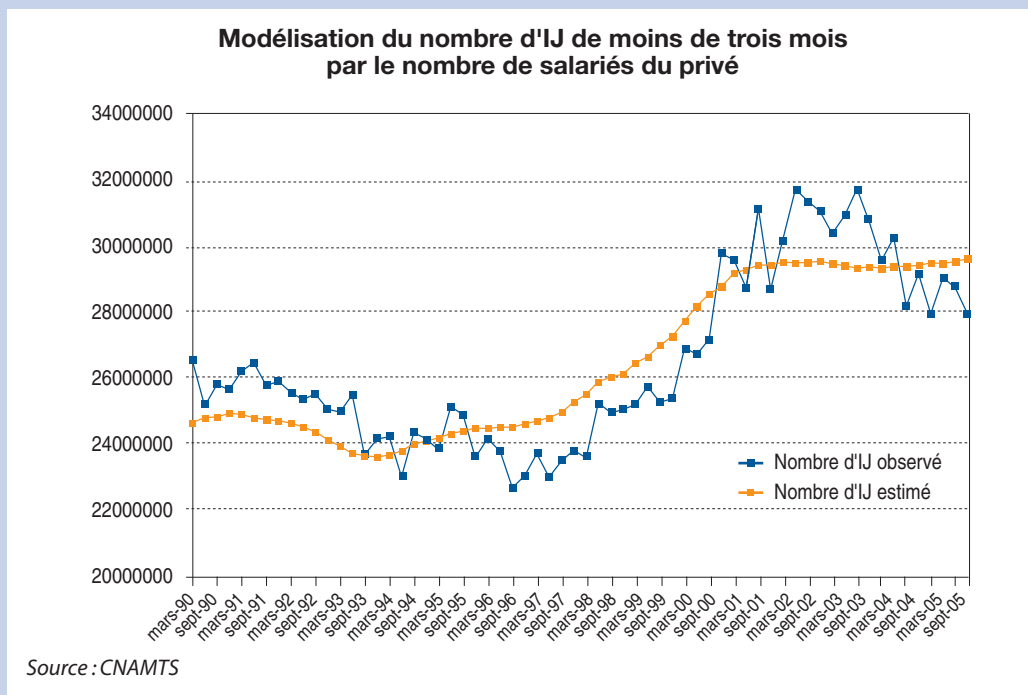
Pour terminer, les régressions simples ont été estimées, et parmi elles, c'est le modèle utilisant le logarithme du nombre de salariés du secteur privé qui est le mieux spécifié : les coefficients sont significatifs et la variance expliquée est maximale. Intégrée dans le modèle, la variable « Contrôles » n'a pas un coefficient significatif.

Le modèle retenu est le suivant :

$$\text{Log (nombre d'IJ)} = -6,03 + 1,40 \text{ Log (nombre de salariés du privé)}$$

(-3,84) (14,73)

Statistique de Fisher du modèle = 216,96, R² = 77,8%, statistique de Durbin Watson = 0,592



Ce modèle met en évidence le lien direct entre le nombre d'IJ versées et l'effectif salarié du secteur privé. Sous transformation logarithmique, le coefficient de la variable s'interprète comme une élasticité. Le modèle montre donc un effet multiplicateur de l'effectif salarié du privé sur le nombre d'indemnités journalières : lorsque l'effectif salarié du privé augmente de 1%, le nombre d'indemnités journalières s'accroît de 1,4%.

²⁹ Accroissement du nombre de contrôles des arrêts de courte durée (34 000 en 2003, 250 000 en 2005) et mise en place au 1^{er} semestre 2005 d'un contrôle systématique à 60 jours pour les arrêts plus longs.

Toutefois, comme l'indique la statistique de Durbin Watson, les résidus du modèle sont autocorrélés, le modèle n'est donc pas complet et de fait l'ajustement est médiocre. L'analyse de la comparaison entre les données réelles et les données estimées du nombre d'IJ montre que le modèle explique bien les mouvements de baisse puis de hausse du nombre d'IJ versées sur la période 1990-2001. En revanche, il ne retrace pas la hausse entre l'année 2002 et le troisième trimestre 2003, ni le mouvement de baisse à compter du quatrième trimestre 2003. Comme nous le supposons, ces mouvements ne sont donc pas liés à la seule évolution des effectifs salariés du secteur privé. Il convient par conséquent de tester les modèles économétriques sur des variables exprimées en ratio afin de neutraliser les corrélations existantes entre des variables explicatives en valeurs du fait de leur croissance tendancielle.

2. Modélisation du nombre d'IJ par salarié du secteur privé

Il est plus judicieux de modéliser l'évolution du nombre d'IJ par salarié du secteur privé.

Comme variables explicatives, nous nous sommes intéressés aux séries suivantes (source : INSEE) :

- Le taux de chômage au sens du BIT, par trimestre
- Le taux de natalité, par trimestre, retardé d'un trimestre
- La part des actifs âgés de 50 à 54 ans dans la population active, par année
- La part des actifs âgés de 55 à 59 ans dans la population active ou la part des actifs âgés de 55 ans et plus dans la population active, par année
- La part des enfants âgés de 0 à 4 ans dans la population totale, par année

La variable « Contrôles » décrite précédemment a également été intégrée dans le modèle.

La normalité de la variable d'intérêt (nombre d'IJ par salarié) a été vérifiée, tous les tests sont concluants : coefficient d'asymétrie (0,24), coefficient d'aplatissement (-0,61), adéquation à la loi normale (p-value de la statistique de Shapiro-Wilk = 0,41). Nous avons préféré nous assurer de la normalité de la série puisqu'elle comporte moins de 100 données.

Le modèle le plus adéquat a été mis au point à l'aide de l'option « Stepwise » (sélection « pas à pas ») de la procédure REG du logiciel SAS. Parmi les variables intégrées, le modèle retient dans l'ordre décroissant de la part de la variance expliquée :

- Le taux de chômage, expliquant 46,2% de la variance, avec un coefficient négatif ;
- Les contrôles effectués par les caisses d'assurance maladie, expliquant 18,5% de la variance, avec un coefficient négatif ;
- La part des actifs âgés de 55 à 59 ans, expliquant 6,0% de la variance, avec un coefficient positif ;
- La part des enfants âgés de 0 à 4 ans, expliquant 3,2% de la variance, avec un coefficient positif.

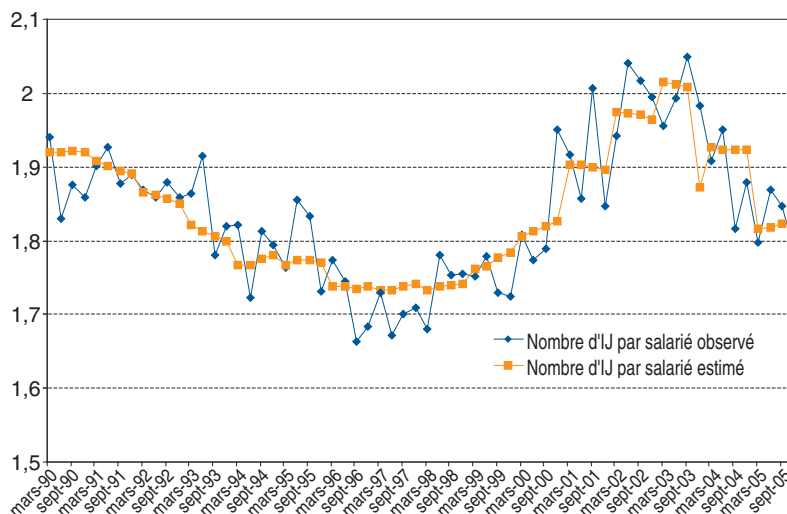
Le modèle retenu est le suivant :

$$\text{Nombre d'IJ par salarié} = 0,84 - 2,26 \text{ Taux de chômage} - 0,13 \text{ « Contrôles »} + 9,51 \text{ Part des 55-59 ans} + 9,45 \text{ Part des 0-4 ans}$$

(3,08) (-3,34) (-6,31) (7,35) (2,70)

Statistique de Fisher du modèle = 41,72, $R^2 = 73,88\%$, statistique de Durbin Watson = 1,87

**Modélisation du nombre d'IJ courtes par salarié
par le taux de chômage, la part des 55-59 ans, la part des 0-4 ans
et la variable contrôles à trois modalités**



Source : CNAMTS

Tous les tests sur les résidus valident notre modèle:

- les résidus suivent une loi normale : coefficient d'asymétrie (0,40), coefficient d'aplatissement (-0,01), adéquation à la loi normale (p-value de la statistique de Shapiro-Wilk = 0,35) ;
- la loi normale est de moyenne nulle et d'écart type constant ;
- il n'y a pas d'autocorrélation des résidus.

Le diagnostic de colinéarité établi sur les variables du modèle est également satisfaisant (tous les index de condition sont inférieurs à 4) : la corrélation entre les variables explicatives est suffisamment faible pour que les coefficients du modèle soient très stables.

Cette modélisation fournit un ajustement tout à fait satisfaisant. Elle explique bien les ruptures de tendance constatées sur la période 1990-2005.

3. Analyses complémentaires

Des analyses complémentaires sont en cours, dont les résultats seront publiés ultérieurement, afin de mieux cerner la dynamique réelle des arrêts de courte durée. En effet, la variable « IJ maladie de moins de trois mois » intègre les IJ des arrêts de travail qui débutent et qui, pour certains, seront prolongés au-delà de trois mois. En d'autres termes, nos décomptes d'IJ courtes (de moins de trois mois) comprennent les trois premiers mois des IJ longues (de plus de trois mois). Des travaux sont en cours pour mettre au point une méthode robuste de correction qui nous permettrait de soustraire des IJ courtes les trois premiers mois des IJ longues. Plusieurs pistes sont envisagées, comme l'estimation du poids des trois premiers mois dans les IJ longues. Même si notre méthode de correction est toujours à l'étude, nous pouvons faire état des premiers résultats obtenus qui montrent, qu'après correction, la variable explicative « part des 55 à 59 ans » n'est plus significative, ce qui tend à montrer l'impact du vieillissement de la population plutôt sur les arrêts de longue durée.

CONCLUSION

Sur la période 1997-2002, l'évolution de l'effectif salarié ne suffit pas à rendre compte de la hausse très forte des indemnités journalières. Le nombre d'IJ par salarié a augmenté également, sous l'effet de plusieurs facteurs, notamment la baisse du chômage jusqu'en 2001, l'augmentation de la population salariée âgée sur les années 2001 et 2002.

Ces facteurs n'expliquent pas, en revanche, la baisse des indemnités journalières depuis fin 2003 (-8 à -9% sur les deux années 2004 et 2005) : la population active continue à aug-

menter et à vieillir, le chômage s'est stabilisé puis a diminué, tous facteurs jouant à la hausse. Si d'autres facteurs exogènes ont pu jouer à la baisse (accidents de la route, mises en invalidité plus précoces), ils restent mineurs par rapport à l'ampleur de celle-ci. Le facteur explicatif essentiel est le renforcement de la politique de contrôle par les caisses à compter d'avril 2003, amplifiée en 2004 et 2005 (augmentation du nombre d'arrêts de courte durée contrôlés de 34 000 en 2003 à 250 000 en 2005, mise en place en juin 2005 d'un contrôle systématique des assurés à 60 jours d'arrêt), et relayée par

l'inscription de cet objectif dans la convention médicale de 2005.

Pour l'avenir, on peut noter que les deux années de baisse ont conduit à rapprocher progressivement le niveau des IJ du niveau de 1997, si l'on prend en compte les évolutions démographiques (nombre de salariés et vieillissement). Le différentiel est à fin 2005 de l'ordre de 5 à 10%. Si l'on y ajoute un taux d'IJ injustifiées habituellement estimé à environ 6%, une marge de manœuvre de 10 à 15% est encore envisageable, mais elle sera sans doute plus difficile à mobiliser.

Nous tenons à remercier pour la lecture critique de ce travail Thierry Debrand, maître de recherche, Institut de Recherche et de Documentation en Economie de la Santé (IRDES), Michel Grignon, professeur, McMaster University, et Thomas Renaud, chargé de recherche, IRDES.

Contact : odile.kusnik-joinville@cnamts.fr