

DOSSIERS solidarité et *santé*

Les arrêts de travail des seniors en emploi

N° 2
2007

Les seniors en emploi se distinguent-ils de leurs cadets en termes de recours aux arrêts de travail ? Les seniors ne déclarent pas plus d'arrêts que leurs cadets, alors qu'ils se jugent en plus mauvaise santé. Toutefois, lorsqu'ils interrompent leur travail pour des raisons de santé, ils s'arrêtent pour des durées plus longues. Il ressort aussi de cette étude qu'à âge équivalent, tous les actifs ne se ressemblent pas : par exemple, les indépendants s'arrêtent moins et moins longtemps que les ouvriers. Ces derniers sont d'ailleurs les plus touchés par les arrêts de travail allant de pair avec une pénibilité liée à leur profession. On note aussi que les salariés du commerce s'arrêtent moins souvent mais plus longtemps que ceux de l'industrie.



MINISTÈRE DU TRAVAIL,
DES RELATIONS SOCIALES
ET DE LA SOLIDARITÉ

MINISTÈRE DE LA SANTÉ,
DE LA JEUNESSE
ET DES SPORTS

MINISTÈRE DU BUDGET,
DES COMPTES PUBLICS
ET DE LA
FONCTION PUBLIQUE

Nathalie MISSÈGUE

Institut national de la statistique et des études économiques (INSEE)
Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES)
Ministère du Travail, des Relations sociales et de la Solidarité
Ministère de la Santé, de la Jeunesse et des Sports
Ministère du Budget, des Comptes publics et de la Fonction publique

A partir de la fin de l'année 1999, la progression des indemnités journalières versées par le régime général d'assurance maladie devient très rapide. Après une inflexion au deuxième semestre 2001, le rythme de croissance redevient soutenu en 2002 et au premier semestre 2003, après quoi un très fort ralentissement intervient, en lien avec une réorientation du dispositif de contrôle de l'assurance maladie (encadré 1). Étant donnée la conjoncture économique des années 2002 et 2003, un tel mouvement prolongé de hausse semble a priori surprenant. En effet, c'est surtout dans les périodes où la croissance économique reprend que le redémarrage concomitant des dépenses d'indemnités journalières est observé. D'autres facteurs sont donc à l'œuvre. Dans ce contexte, on s'interroge ici sur les caractéristiques socio-démographiques des personnes qui ont été en arrêt maladie, en particulier des travailleurs de plus de 50 ans, car la concentration des indemnités de longue durée (versées depuis plus de trois mois) s'observe à partir de cet âge (et tout particulièrement sur la tranche d'âge 55-59 ans), et ce sont ces indemnités de longue durée qui sont les plus coûteuses pour l'assurance maladie¹.

L'enquête décennale Santé réalisée par l'INSEE entre octobre 2002 et septembre 2003 permet d'aborder cette question. En effet, les personnes actives et occupant un emploi à la

date de l'enquête, ont été interrogées sur leurs arrêts de travail et sur la durée de ces derniers. Ainsi, dans un premier temps, cette étude décrit la fréquence des arrêts maladie des seniors en fonction de leur âge et de leur état de santé ainsi que leur durée, comparativement à ce que l'on observe pour les actifs de moins de 50 ans. Mais les relations entre l'âge, l'état de santé et le recours aux arrêts maladie sont complexes. Aussi, dans un deuxième temps, des analyses toutes choses égales par ailleurs mettront en lumière, outre des effets de l'âge et de l'état de santé, d'autres facteurs influant tant sur la fréquence des arrêts de travail que sur leur durée : le statut d'emploi (salarisé/non-salarisé), la catégorie socioprofessionnelle ainsi que le secteur d'activité de l'entreprise.

Les seniors en emploi les plus âgés ne s'arrêtent pas plus fréquemment de travailler pour des raisons de santé

Si les indemnités journalières versées sont concentrées chez les seniors, notamment les plus âgés d'entre eux, on peut se demander si l'on observe une fréquence plus élevée des arrêts de travail à mesure que l'âge des individus augmente.

ENCADRÉ 1

Les indemnités journalières versés par l'Assurance maladie au titre des arrêts maladie

Sur la période 1997-2002, les dépenses d'indemnités journalières (IJ) versées par le régime général ont progressé de 46 %, après avoir suivi une courbe descendante depuis le milieu des années 70. L'année 2002 est marquée par une forte croissance, sans précédent, des IJ versées (+10,1 % en valeur et +7,5 % en volume), en partie liée à l'augmentation du nombre d'arrêts maladie de longue durée prescrits en 2001 et dont l'indemnisation se poursuit en 2002 compte tenu des renouvellements. Le montant des IJ versées progresse à un rythme nettement moindre en 2003 (+6,3 % en valeur, soit un montant de 5,4 milliards d'euros) : si la croissance reste soutenue au premier semestre, elle s'infléchit nettement au second semestre (CNAMTS, 2004).

En montant, les IJ versées sont concentrées sur une petite partie de la population : 4,5 % des assurés qui comptent plus de 365 jours d'arrêt ont reçu 43 % des montants entre 1995 et 1999. En 2002, les arrêts qui durent plus de 3 mois ne représentent que 12 % du volume mais 65 % du montant des prestations versées.

Deux tranches d'âge apparaissent atypiques, notamment celle des individus de 55 à 59 ans. Ces derniers ont concentré l'essentiel de la croissance annuelle du nombre total d'IJ versées sur la période 2000-2003. Ils enregistrent le taux de croissance annuel du nombre d'indemnités versées le plus élevé en 2003 : +15,9 % par rapport à 2002 pour les 55 à 59 ans, contre +4,2 % sur l'ensemble de la population. Mais c'est moins la fréquence des arrêts que leur durée qui explique ce taux. En effet, alors qu'ils ne bénéficient pas du fort ralentissement de la croissance des arrêts courts entre le 1^{er} semestre 2003 et le 1^{er} semestre 2002, ils enregistrent la plus forte croissance des indemnités de plus de 3 mois. Par ailleurs, en 2002 leurs arrêts de travail durent en moyenne 57 jours contre 22 jours pour les moins de 40 ans (Midy, 2005).

1. Si les arrêts jusqu'à 3 mois représentent, en 2002, 93 % des arrêts de travail délivrés ils ne concernent que 42 % des montants correspondant (Midy, 2005).

D'après l'enquête décennale Santé, on peut repérer les personnes ayant connu au moins un arrêt de travail, au cours d'une période moyenne d'enquête de 62 jours, qu'elles se soient arrêtées de travailler une journée pour un problème bénin ou pour des durées longues (encadré 2). Ainsi, au cours de cette période, 11 % des personnes en emploi² déclarent s'être arrêtées de travailler au moins une fois. Que ce soit à cause de problèmes de santé plus fréquents ou plus graves à mesure que l'âge augmente, ou en raison de recours opportunistes aux arrêts maladie ou encore de pratiques d'entreprises visant à écarter les travailleurs âgés du marché du travail, on peut se demander si les seniors déclarent plus fréquemment des arrêts maladie. Ce n'est pas le cas : les actifs de plus de 50 ans sont, au contraire, un peu moins nombreux que leurs cadets à avoir eu au moins un arrêt maladie (9 % contre 11 % - tableau 1).

Il convient cependant de préciser les limites et la portée d'une telle analyse conduite sur les seuls quinquagénaires en emploi. Par exemple, dans l'enquête décennale Santé, les questions sont posées de telle sorte que les chômeurs (4 % de l'ensemble des personnes de 50 ans et plus - encadré 3) ne pouvaient y répondre et donc signaler qu'ils bénéficient d'indemnités journalières. Or, à partir de 55 ans sous certaines conditions, et à compter de l'âge de 57 ans et demi³, les demandeurs d'emploi peuvent bénéficier d'indemnités journalières en cas de maladie. La perception de ces indemnités suspend celle des allocations chômage et retarde d'autant la fin du versement de ces dernières. Il est alors possible que ce mécanisme favorise l'entrée et le maintien en arrêt maladie avant une période de chômage de longue durée.

TABLEAU 1

Fréquence du recours aux arrêts de travail

	Proportion d'actifs ayant eu au moins un arrêt maladie (en %)	
	Ensemble des actifs	Actifs de 50 ans et plus
Âge		
Moins de 50 ans	11,1	
50-54 ans	8,5	
55 ans et plus	10,1	
Sexe		
Femme	11,6	8,2
Homme	9,9	10,0
Situation familiale		
Ne vit pas en couple	11,2	12,6
Vit en couple	10,5	8,2
Niveau de diplôme		
Sans diplôme	11,4	14,3
Diplôme inférieur au bac (CEP, BEPC, etc.)	10,7	8,9
Baccalauréat	9,6	7,2
Supérieur au baccalauréat	7,7	6,8
Catégorie socio-professionnelle		
Indépendants non agricoles (y.c. prof. libérales)	4,8	4,3
Cadres	6,9	7,1
Professions intermédiaires	10,3	9,8
Employés	11,7	9,7
Ouvriers	14,2	13,2
Secteur d'activité		
Agriculture :		
À son compte	5,6	5,4
Salarie agricole	11,7	8,8
Industrie	11,9	10,5
Construction, BTP	10,3	10,0
Transports, activités financières, activités immobilières	10,9	10,6
Commerce	9,0	8,0
Services aux entreprises	10,6	10,5
Services aux particuliers	9,2	6,2
Éducation, santé, action sociale	11,1	8,8
Administration	12,6	11,2
Âge au premier emploi		
15 ans ou moins	12,5	12,4
Entre 16 et 20 ans	11,5	8,9
Plus de 20 ans	8,3	5,2
État de santé général perçu		
Très bon	6,4	3,8
Bon	9,7	6,6
Moyen	19,6	16,3
Mauvais ou très mauvais	36,7	34,9
Limitations dans la vie quotidienne		
Connaît des limitations dans les activités que les gens font habituellement	28,9	24,4
Ne connaît pas de limitation	9,8	7,2
Ensemble	10,7	9,2

2. On s'intéresse aux personnes actives occupant un emploi à la date de l'enquête, le terme consacré pour les désigner étant celui « d'actifs occupés ». Mais, par souci de lisibilité, on parlera dans la suite de cet article indifféremment « des actifs » ou « des personnes en emploi ». Par ailleurs, on s'intéresse surtout à ceux ayant 50 ans et plus, le nombre d'actifs enquêtés de plus de 55 ans étant trop faible pour mener l'analyse sur cette tranche d'âge. De plus, les effectifs concernés sont trop faibles pour que l'on puisse mener une analyse détaillée par âge.

3. Sont admissibles à la dispense de recherche d'emploi (DRE), à partir de 55 ans, les demandeurs d'emploi ne recevant aucune indemnisation, ceux percevant une allocation de l'assurance chômage s'ils justifient de 160 trimestres de cotisation au titre du régime de base de l'assurance vieillesse et les bénéficiaires d'une allocation au titre du régime de solidarité et, à partir de 57 ans et demi, tous les allocataires du régime d'assurance chômage. Peuvent en bénéficier, quel que soit leur âge, les bénéficiaires de l'allocation équivalent retraite (AER). Mis en place en 1984, ce dispositif de DRE était au départ plus restrictif sur la condition d'âge (57 ans et demi ou plus). En cas de DRE, les droits sociaux en ce qui concerne l'assurance maladie sont préservés.

Source : enquête décennale Santé 2002-2003, INSEE, exploitation DREES.

Champ : personnes en emploi de plus de 15 ans.

ENCADRÉ 2

Repérer les arrêts maladie à partir de l'enquête décennale sur la Santé 2002-2003

Les principaux objectifs de l'enquête décennale Santé réalisée par l'INSEE étaient de mesurer la morbidité déclarée, d'estimer la consommation de soins et de prévention, et d'associer santé et consommation avec les caractéristiques des individus interrogés et certains facteurs de risque. Afin de pallier tout problème de saisonnalité, les personnes interrogées ont été réparties en cinq vagues d'enquêtes étalées entre octobre 2002 et septembre 2003. Théoriquement, chaque vague se déroulait sur 3 mois : les personnes étant interrogées trois fois, une fois par mois le plus souvent (durée moyenne de l'enquête : 62 jours). Il existe toutefois une exception : la dernière vague d'enquête, comportant aussi ces trois visites, s'est étalée sur quatre mois (de juin à septembre 2003), la période estivale étant moins propice à l'obtention de rendez-vous (l'enquête a durée en moyenne 67 jours pour cette vague).

Dans l'enquête, on n'a pas demandé explicitement aux personnes interrogées si elles sont en arrêt maladie au moment de l'enquête ou si elles l'ont été au cours d'une période donnée, à quelle date et pour quelle durée. Ce n'était en effet pas l'objectif premier de cette enquête. Il convient donc de préciser la manière dont on repère les arrêts maladie qui diffèrent de l'étude des indemnités journalières versées par les régimes d'assurance maladie, ainsi que les limites importantes dont souffre ce type de questionnement quant aux durées de ces arrêts. Telles que les questions sont posées, les arrêts maladie ainsi repérés regroupent les interruptions liées à la maladie ainsi que celles successives à un accident de travail ou une maladie professionnelle.

Les arrêts de travail survenus au cours de la période d'enquête

Lors de la deuxième et de la troisième visite, les personnes étaient interrogées sur les événements suivants survenus depuis la visite précédente (soit depuis la première ou depuis la deuxième) :

« Avez-vous été alité une ou plusieurs fois depuis ma première visite ? »

« Ce ou ces alitement(s) a-t-il (ont -ils) donné lieu à une interruption :
d'activité professionnelle,

d'activité domestique,

d'activité scolaire ? »

« Combien de jours au total ? »

« Sans être alité, avez-vous eu depuis ma dernière visite, pour raisons de santé, une interruption :

d'activité professionnelle,

d'activité domestique,

d'activité scolaire ? »

« Combien de jours au total depuis ma dernière visite ? »

À la deuxième comme à la troisième visite, les personnes interrogées avaient la possibilité de déclarer à la fois un arrêt de travail suite à un alitement (rester au moins une demi-journée couché) et un arrêt de travail non consécutif à un alitement. Le nombre d'arrêts de travail maximal déclaré est donc de quatre. On considère qu'une personne a été en arrêt de travail dès lors qu'elle déclare avoir arrêté son activité professionnelle au moins une fois (que ce soit ou non à la suite d'un alitement). Pour les arrêts très courts, correspondant au délai de carence légal¹, les personnes concernées bien qu'arrêtées ne perçoivent pas d'indemnités journalières. Par ailleurs, la déclaration d'un arrêt à la visite 2 et à la visite 3 peut correspondre soit à la prescription d'un arrêt de travail entre la première et la deuxième visite puis à son renouvellement entre la deuxième et la troisième visite, soit à la prescription de deux arrêts distincts ayant des causes différentes, sans que l'on puisse distinguer ces deux cas de figure.

1. Actuellement, pour les salariés, le délai de carence est de trois jours, les indemnités journalières étant versées à compter du quatrième jour de l'arrêt de travail et en cas de reprise d'activité ne dépassant pas 48 heures entre deux arrêts de travail, le délai de carence n'est pas appliqué pour le second arrêt. Pour les artisans et les commerçants, les conditions sont plus restrictives : le délai de carence est de trois jours en cas d'hospitalisation et de sept jours en cas de maladie ou d'accident.

2. On dit qu'une donnée est « censurée à droite » si on n'observe pas cette donnée, mais si on sait qu'elle est supérieure à une valeur observée C.

La durée des arrêts de travail

Le questionnaire présenté ci-dessus présente une limite importante. En effet, les instructions de collecte précisaient que pour les personnes en congé maladie le jour de la visite, les enquêteurs devaient comptabiliser les jours de congé jusqu'à la date de la visite et non la durée totale du congé maladie. Ainsi, la durée des congés maladie, notamment ceux repérés lors de la troisième visite, est donc sous-estimée, sans que l'on puisse en mesurer précisément l'ampleur. La sous-estimation est d'autant plus importante pour les arrêts longs, ceux dépassant la durée de l'enquête. En moyenne l'enquête a durée 62 jours (la durée modale étant de 56 jours) et elle a eu lieu sur un maximum de 87 jours. Or, comme ce sont les personnes de plus de 50 ans qui concentrent les IJ de plus de 3 mois, la durée des arrêts, même s'il est possible de la calculer, est donc plus fortement sous-estimée pour eux.

Il est toutefois possible de pallier ce problème en utilisant une autre partie du questionnaire de l'enquête décennale Santé. En effet, les personnes étaient interrogées, aux deuxième et troisième visites, sur leur recours au médecin depuis la visite précédente. En cas de recours, il était demandé si lors de la séance il y avait eu ou non prescription (ou renouvellement) d'un arrêt de travail et si oui pour combien de temps, sans que la durée à déclarer ne soit limitée. On peut de cette manière connaître la durée réelle des arrêts maladie, du moins pour ceux intervenus suite à la prescription par le médecin d'un arrêt de travail. Ainsi, 8,7 % des actifs déclarent avoir vu un médecin qui leur a prescrit un arrêt de travail. C'est un peu moins que la proportion d'actifs ayant déclaré avoir du interrompre leur activité professionnelle pour raisons de santé (10,7 % des actifs) : en effet, l'employeur peut accorder au salarié un certain nombre de jours d'absence par an pour cause de maladie ou de garde d'enfant malade. Ainsi, il est possible de déclarer entre la première et la troisième visite un (ou plusieurs) arrêt(s) de travail d'une journée ne nécessitant pas de prescription d'un arrêt de travail par le médecin : il sera donc comptabilisé comme un arrêt de travail (pour une durée d'un jour dont on peut supposer qu'il s'agit de la durée réelle) mais pas en tant qu'arrêt prescrit par le médecin.

La démarche suivante a été adoptée pour mesurer la durée des arrêts de travail repérés comme cela est décrit en première partie de cet encadré :

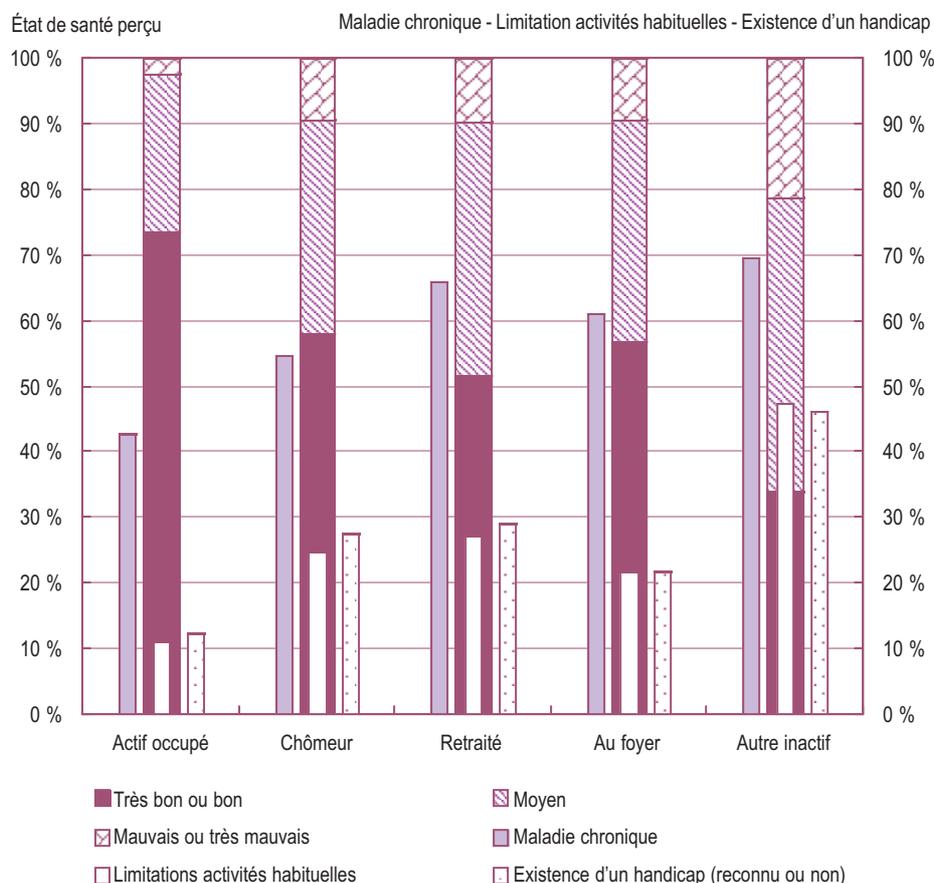
- pour les personnes ayant eu recours au médecin qui leur a prescrit un arrêt de travail, on utilise la durée d'arrêt prescrite par le médecin (c'est le cas de 71 % des interruptions repérées en première partie de cet encadré) ;

- pour les personnes pour lesquelles on ne dispose pas de la durée prescrite (arrêt d'une journée, omission de réponse, etc.), on compare la durée déclarée de l'interruption et la durée de l'enquête (29 % des interruptions repérées en première partie de cet encadré). Si la durée déclarée est la même que la durée d'enquête, il y a tout lieu de penser qu'elle peut lui être supérieure (censure à droite²). Si elle est inférieure, mais que l'écart (cet écart est égal à la durée d'enquête moins la durée arrêt déclarée) est inférieure à 22 jours, il est possible que la durée soit censurée : il peut y avoir eu confusion dans la déclaration du nombre de jours d'arrêt, à savoir les jours déclarés ne sont que les jours ouvrés (on suppose en moyenne 20 jours ouvrés par mois, soit 40 pour les deux mois d'enquête). Au total, ces cas potentiellement censurés à droite et pouvant donc conduire à une sous-estimation de la durée d'arrêt maladie ne représentent que 1,6 % de l'ensemble des arrêts de travail.

Par ailleurs, 1,1 % des actifs ne déclare pas avoir dû interrompre leur activité professionnelle pour raisons de santé, mais signalent par ailleurs qu'ils ont vu un médecin leur ayant délivré un arrêt de travail. Par souci de cohérence avec l'analyse de la fréquence des arrêts, ces cas sont exclus de l'analyse de la durée des arrêts maladie.

GRAPHIQUE 1

État de santé des personnes de 50 ans et plus selon leur statut face à l'emploi



Source : enquête décennale Santé 2002-2003, INSEE, exploitation DREES.

Champ : personnes en emploi de plus de 15 ans à la date de l'enquête.

On ne saurait donc généraliser à l'ensemble des séniors les taux de recours aux arrêts maladie observés ici sur les seuls séniors encore en activité. En effet, en 2003, le taux d'emploi des 55-59 ans est de 54 % et celui des 55-64 ans ne s'élève qu'à 37 % (d'Autume, Betbèze et Hairault, 2005). Outre le fait qu'au delà de 60 ans cette situation n'est pas surprenante et reflète le rôle central joué par l'âge de 60 ans dans les comportements de départ en retraite passés et à venir (Rapoport, 2006), il n'en demeure pas moins qu'en France, comme dans la plupart de pays européens, une proportion non négligeable de personnes de 50 ans et plus n'occupe pas d'emploi (18 % de l'ensemble des personnes de 50 ans et plus, d'après l'enquête décennale Santé). Un certain nombre de facteurs expliquent la cessation d'activité des séniors, au rang desquels la dégradation de leur état de santé ; ils sont alors pris en charge en cas de

problèmes invalidants reconnus par des dispositifs institutionnels. Ainsi, est-on confronté ici à un biais de sélection au sein de la population des 50 ans et plus : une partie d'entre eux reste en emploi, d'autres sont écartés plus ou moins définitivement du marché du travail. Cette sélection n'est donc pas indifférente pour l'analyse de l'état de santé des personnes (encadré 3). Eu égard à l'analyse des arrêts maladie, l'impact de cette sélection est moins aisé à cerner et à mettre en évidence. Cette sélection n'est cependant pas neutre, ne serait-ce que parce que les séniors encore en emploi présentent des caractéristiques particulières et sont notamment en meilleure santé que ceux qui sont sortis de l'emploi, et ce quel que soit l'indicateur retenu (graphique 1).

Il arrive que l'on qualifie ce phénomène de biais lié à la bonne santé des travailleurs ; « *healthy worker effect* » en anglais (Lasfargues, 2005). La DARES observe également

ENCADRÉ 3

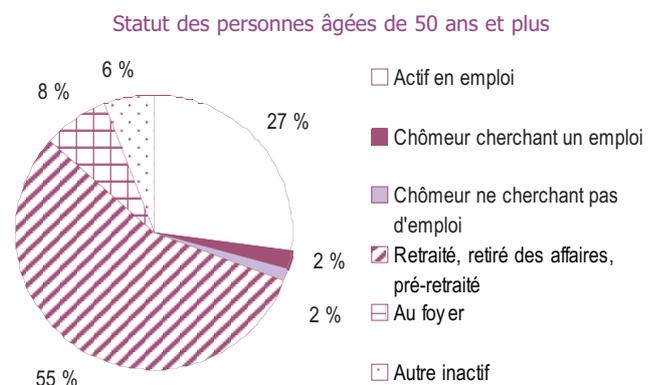
Les personnes de 50 ans et plus : statut vis-à-vis de l'emploi et état de santé

D'après l'enquête décennale Santé 2002-2003, les personnes âgées de 50 ans et plus se répartissent de la manière suivante en termes de statut vis à vis de l'emploi.

Les personnes qui se déclarent comme « autres inactifs » (6 % des 50 ans et plus) comprennent également des personnes ne touchant qu'une pension de réversion, des femmes pour la plupart, et des personnes invalides, ayant ou non une reconnaissance officielle d'un handicap ou d'une invalidité (Barnay, 2005). L'inactivité d'une grande partie des personnes de 50 ans et plus inactives - à savoir celles se déclarant au foyer et « autre inactif » - semble déconnectée du motif de santé. En effet, 78 % des inactifs répondent que s'ils n'exercent pas de profession, ce n'est pas pour des raisons concernant leur santé¹ (c'est le cas des femmes au foyer et probablement de celles ne touchant qu'une pension de réversion). Au final, environ 3 % de l'ensemble des personnes ayant 50 ans et plus déclarent ne pas travailler à la date de l'enquête en raison de leur santé.

Pourtant, les caractéristiques de l'état de santé des séniors selon leur statut face à l'emploi, montrent clairement que la population étudiée est particulière : quel que soit l'indicateur retenu, l'état de santé des quinquagénaires apparaît toujours meilleur lorsqu'ils sont en emploi (graphique 1). Des analyses « toutes choses égales par ailleurs » confirment qu'un état de santé dégradé, tel qu'il est perçu par les enquêtés, diminue la probabilité d'être en emploi (Barnay, 2005).

Ainsi, dans la mesure où l'on ne s'intéresse ici qu'aux séniors en emploi - étant donné qu'eux seuls avaient la possibilité de déclarer s'être arrêtés de travailler pour des raisons de santé -, non seulement leur état de santé est meilleur que celui de l'ensemble des séniors (les personnes étant sorties de l'emploi pour raison de santé sont exclues du champ étudié), mais ce phénomène s'accroît probablement avec l'âge (phénomène de sélection dynamique).



1. La question est formulée de cette manière : « Vous n'exercez pas de profession actuellement, est-ce pour des raisons concernant votre santé ? ».

que le sentiment des personnes elles-mêmes va dans ce sens : plus de 40 % des séniors (personnes âgées de 50 à 59 ans) sans emploi ont une santé sérieusement altérée⁴ (Coutrot, Waltisperger, 2005).

On peut par ailleurs s'interroger sur la place que pourrait avoir le recours à des arrêts maladie parmi d'autres dispositifs de sortie d'activité. Contrairement à certains pays, les modalités françaises de cessation d'activité sont relativement éclatées : dispositifs d'invalidité et de handicap donnant accès à une pension ou à une prestation, cessations anticipées d'activité, dispositifs variés de pré-retraites, dispenses de recherche d'emploi pour les allocataires de l'assurance chômage à partir d'un certain âge, etc. (Barnay, 2005). Dans une période marquée par des réformes conduisant inéluctablement à l'augmentation de la durée de cotisation requise pour l'obtention de la retraite à taux plein et dans un contexte de contraction des dispositifs visant à la cessation définitive d'activité, notamment les pré-retraites (Merlier, 2005), un recours au motif de santé pourrait être un moyen alternatif de réguler les flux de sorties anticipées du marché du

travail. Pour le salarié, cela pourrait permettre d'éviter une phase d'inactivité et d'offrir un revenu de remplacement⁵ le temps d'atteindre les conditions nécessaires à l'obtention d'une pension à taux plein. Pour l'entreprise, il est possible qu'un tel mode de gestion apparaisse plus souple et moins contraignant financièrement - le versement d'indemnités journalières n'étant pas à sa charge - que d'autres dispositifs. L'enquête décennale Santé ne permet toutefois pas de mettre en évidence de tels éléments d'explication.

Sous cette hypothèse, on peut s'attendre à ce que les séniors connaissent plus fréquemment des arrêts de travail à mesure que leur âge augmente et qu'ils s'approchent de l'âge légal de départ à la retraite. Or, on n'observe pas de liaison significative⁶ entre la tranche d'âge des plus de 50 ans (par exemple : 50-52 ans, etc.) et la fréquence des arrêts de travail. Ainsi, les séniors ayant connu des arrêts de travail ne sont-ils pas significativement plus âgés que ceux de la même classe d'âge qui ne se sont pas arrêtés (respectivement 54,4 ans contre 54,2 ans)⁷. Cette absence de lien entre l'âge et la fréquence des arrêts peut toutefois être lié

4. Ce résultat provient de l'enquête sur « L'insertion professionnelle des personnes handicapées » complémentaire à l'enquête Emploi de mars 2002.

5. Dans le cas général, le montant des indemnités journalières (IJ) s'élève à 50 % du salaire de base entre le 4^{ème} jour et le 6^{ème} mois d'arrêt et à 51,49 % à partir du 7^{ème} mois. Pour les affections chroniques ou de longue durée, on peut toucher des IJ pendant 3 ans maximum. Pour les autres affections, on ne peut toucher plus de 360 indemnités journalières en l'espace de 3 ans.

6. Test du Khi2.

7. Par ailleurs, la distribution des séniors en termes d'âge est la même, qu'ils aient ou non été arrêtés : un quart a entre 50 et 52 ans à la date de l'enquête, la moitié est âgée de plus de 54 ans et 10 % a plus de 59 ans.

TABLEAU 2

La durée des arrêts de travail selon l'âge (en jours)

	Moins de 30 ans	30-39 ans	40-49 ans	Moins de 50 ans	50 ans et plus
1 ^{er} quartile	2,0	2,0	4,0	3,0	4,0
Durée médiane	6,0	6,0	8,0	7,0	14,0
Durée moyenne	11,1	13,7	16,1	13,7	22,1
3 ^{ème} quartile	15,0	17,0	25,0	19,0	31,0

Source : enquête décennale Santé 2002-2003, INSEE, exploitation DREES.

Champ : personnes en emploi de plus de 15 ans ayant connu un arrêt de travail.

au phénomène de sélection signalé précédemment.

Ce résultat n'invalide pas pour autant cette hypothèse et ce pour plusieurs raisons. Si les seniors dans leur ensemble ne s'arrêtent pas plus fréquemment que leurs cadets, on observe tout de même sur cette population particulière des seniors en emploi que ceux qui interrompent leur travail pour des raisons de santé s'arrêtent en moyenne plus longtemps (tableau 2). Il est alors possible que des retraits d'activité par l'intermédiaire d'arrêts maladie, qu'ils soient le fait des salariés eux-mêmes ou de leurs employeurs, ne touchent finalement pas plus les personnes occupées âgées que les autres classes d'âge actives, mais n'en touchent que certaines pour une période longue sinon de manière définitive.

Avoir un arrêt de travail va de pair avec un état de santé ressenti comme dégradé

Trois aspects de l'état de santé des personnes sont repérés dans l'enquête⁸. Le premier est appréhendé par un indicateur de santé déclarée à partir de la réponse à la question standardisée du Bureau européen de l'organisation mondiale de la santé, libellée comme suit : « Comment est votre état de santé général ? Très bon, bon, moyen, mauvais, très mauvais ». Une telle mesure donne une vision synthétique et globale de l'état de santé tel que les personnes le ressentent. Elle présente toutefois quelques limites dont son caractère relativement subjectif (encadré 4). C'est pourquoi on considère aussi généralement des indicateurs

plus « objectifs », bien que plus partiels. Le premier - la prévalence d'une maladie chronique - a une composante plus médicale de l'état de santé. En effet, c'est le caractère strictement pathologique d'une détérioration de l'état de santé qui est appréhendé ici. Le deuxième indicateur mesure des problèmes fonctionnels affectant la personne, et pouvant avoir un impact d'un point de vue social, grâce au repérage de limitations dans les activités de la vie quotidienne du fait d'un problème de santé⁹.

Comme on peut s'y attendre, l'état de santé des personnes se dégrade à mesure qu'ils avancent en âge, l'âge « étant associé à une altération objective de l'état de santé » (Auvray, Doussin, Le Fur, 2003). Ainsi, si neuf actifs de moins de 30 ans sur dix se déclarent en bonne ou en très bonne santé, ce n'est le cas que de huit actifs de 40 à 49 ans sur dix et d'un peu plus de sept actifs de 55 ans ou plus sur dix (graphique 2). Il en est de même, mais dans une moindre mesure pour les autres indicateurs d'état de santé (existence d'une maladie chronique, limitations dans la vie quotidienne).

Le fait de devoir s'arrêter de travailler est bien évidemment lié en premier lieu à un problème de santé - maladie, accident de travail ou maladie professionnelle - lequel peut conduire pour partie les personnes concernées à se juger en mauvaise, en très mauvaise santé, voire dans un état plutôt « moyen ». Ainsi, 10 % des personnes âgées de 50 ans et plus qui ont eu un arrêt maladie se sentent globalement en mauvaise ou très mauvaise santé, alors qu'un peu moins de 2 % de ceux qui ne se sont pas arrêtés s'estiment dans un tel état (graphique 3). Il en est de même, dans une moindre mesure, pour les personnes plus jeunes : 4 % des personnes en emploi de moins de 50 ans ayant eu

8. Les trois questions posées proviennent d'une réflexion commune de différents organismes de recherche réalisée dans le cadre de l'harmonisation européenne des indicateurs de morbidité.

9. L'existence d'une maladie chronique est mesurée par la réponse à la question : « Avez-vous actuellement une ou plusieurs maladies chroniques ? ». Les limitations fonctionnelles dans la vie quotidienne sont repérées par la question : « Êtes-vous limité, depuis au moins 6 mois à cause d'un problème de santé, dans les activités que les gens font habituellement ? ».

ENCADRÉ 4

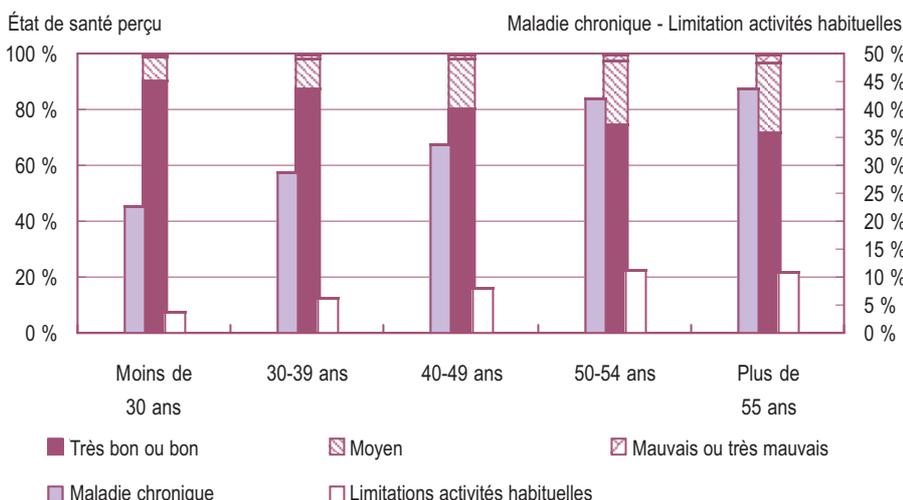
Les limites liées à la mesure de l'état de santé ressenti

L'état de santé retenu ici est appréhendé par un indicateur de santé déclarée à partir de la réponse à la question standardisée du Bureau européen de l'organisation mondiale de la santé, libellée comme tel : « Comment est votre état de santé général ? Très bon, bon, moyen, mauvais, très mauvais ». Il s'agit donc là d'une question d'opinion qui relève d'une certaine subjectivité. Une telle mesure de l'état de santé, bien qu'elle donne une vision synthétique et globale de l'état de santé des personnes, est entachée de biais qui peuvent être d'ordre psychologique, culturel, etc. (Bound, 1991). Non seulement la manière dont les personnes se positionnent sur l'échelle qui leur est proposée n'est pas connue, mais encore ce positionnement est probablement lié à l'état de santé lui-même ce qui entraîne un biais d'endogénéité. C'est la raison pour laquelle on considère généralement aussi des indicateurs plus « objectifs ». Le premier a une composante plus médicale de l'état de santé, il s'agit de la prévalence d'une maladie chronique. Le second est d'ordre fonctionnel, grâce au repérage de limitations dans les activités de la vie quotidienne du fait d'un problème de santé¹. Ces indicateurs donnent toutefois une vision plus partielle de l'état de santé. Ces trois indicateurs sont bien entendu corrélés.

1. L'existence d'une maladie chronique est mesurée par la réponse à la question : « Avez-vous actuellement une ou plusieurs maladies chroniques ? ». Les limitations fonctionnelles dans la vie quotidienne sont repérées par la question : « Êtes-vous limité, depuis au moins 6 mois à cause d'un problème de santé, dans les activités que les gens font habituellement ? ».

GRAPHIQUE 2

État de santé ressenti par les personnes en emploi selon leur âge

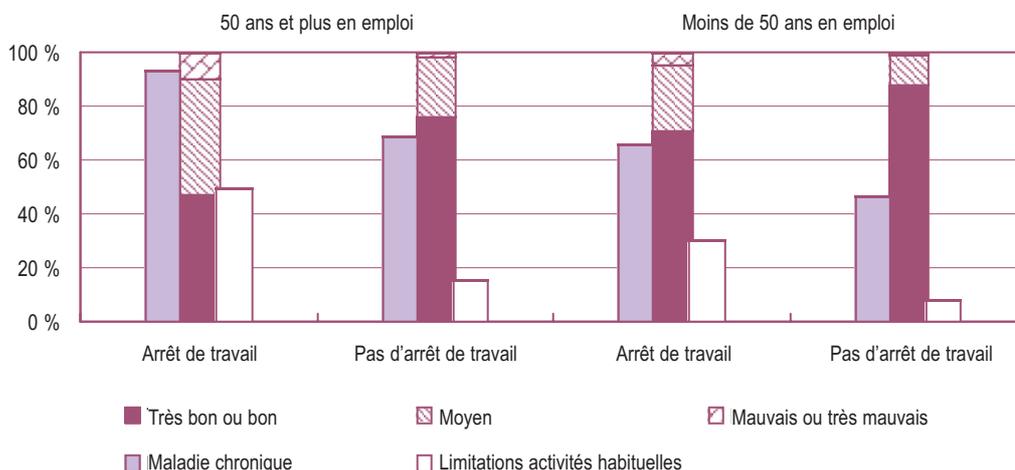


Source : enquête décennale Santé 2002-2003, INSEE, exploitation DREES.

Champ : personnes en emploi de plus de 15 ans à la date de l'enquête.

GRAPHIQUE 3

État de santé ressenti par les personnes en emploi selon leur âge et s'ils ont eu ou non des arrêts de travail



Source : enquête décennale Santé 2002-2003, INSEE, exploitation DREES.

Champ : personnes en emploi de plus de 15 ans à la date de l'enquête.

un arrêt maladie s'estime en mauvaise ou très mauvaise santé alors qu'à peine 1 % de ceux qui n'ont pas eu d'arrêt de travail affichent une telle perception de leur état de santé. En conséquence, un état de santé ressenti comme dégradé va de pair avec le fait de s'arrêter de travailler pour des raisons de santé. Pour autant, près de la moitié des quinquagénaires ayant connu un arrêt de travail se jugent en bonne ou en très bonne santé, ce qui représente tout de même une proportion élevée (cette proportion s'élève à 71 % pour leurs cadets).

De manière plus objective, on observe que les séniors qui ont du s'arrêter de travailler sont plus souvent atteints de maladies chroniques que ceux qui ne se sont pas arrêtés et surtout 30 % d'entre eux déclarent être limités dans leurs activités quotidiennes alors que c'est le cas de seulement 9 % des autres séniors. Autre signe de cette perception d'un moins bon état de santé, les séniors ayant eu un arrêt de travail sont presque trois fois plus nombreux à avoir subi une hospitalisation¹⁰ au cours des douze mois précédant l'enquête (29 % contre 10 % des séniors qui ne se sont pas arrêtés). Des observations similaires se dégagent pour les personnes en emploi de moins de 50 ans.

Au total, l'auto-perception d'un mauvais état de santé, si elle est bien liée à des dysfonctionnements médicaux objectifs, capte également des expériences et appréciations personnelles (liées à la vie professionnelle, à la comparaison à des pairs, etc.).

La prise en compte des relations complexes, entre l'âge, l'état de santé et les arrêts de travail

En matière d'arrêt maladie, les actifs interrogés ont pu connaître une des situations suivantes : aucun arrêt, un seul arrêt, deux arrêts maladie, trois arrêts, etc. Ces situations ont des valeurs, certes qualitatives mais qui peuvent être logiquement ordonnées (0, 1, 2, etc.). Pour analyser ce type de situations, il conviendrait de mettre en œuvre une régression logistique visant à décrire les probabilités de choix

des individus parmi les options ordonnées suivantes : zéro arrêt maladie, un arrêt, deux arrêts, etc. (annexe 1).

Mais ce type d'analyse ne permet pas de tenir compte du lien complexe qui existe entre l'âge des personnes, leur état de santé et la propension à connaître un ou des arrêt(s) maladie. En effet, en raison des pathologies qui peuvent être à l'origine des arrêts maladie, on peut introduire l'état de santé ressenti par les personnes comme facteur explicatif des probabilités de recours. Toutefois, cela pose quelques problèmes en raison du caractère indéniablement endogène de l'état de santé. Ce constat légitime le fait d'adopter une modélisation « complète » qui, tout en estimant l'influence d'un certain nombre de facteurs sur l'opinion qu'ont les personnes de leur état général de santé, estime l'impact de cette opinion sur la probabilité de recourir à un arrêt de travail, compte tenu d'un certain nombre de caractéristiques autres (âge, secteur d'activité, etc.). L'identification de ces facteurs jouant de façon simultanée est réalisée à l'aide d'un modèle Probit bi-varié (tableau 3, modèle complet). En effet, il est clair que certains facteurs, qu'ils soient ou non observés dans l'enquête, permettent d'expliquer à la fois le recours à des arrêts maladie et l'état de santé tel que les personnes le ressentent.

Formellement, cela revient à estimer simultanément les deux équations suivantes :

$$- \text{état_santé}_i^* = \delta z_i + u_i \quad (1)$$

$$- \text{arrêt}_i^* = \beta x_i + \alpha \text{état_santé}_i + v_i \quad (2)$$

avec état_santé_i^* et arrêt_i^* deux variables latentes dont on observe la réalisation par des variables binaires, l'une mesurant l'opinion en matière d'état de santé général (bon ou très bon versus moyen, mauvais ou très mauvais), l'autre repérant le recours aux arrêts de travail ;

u_i et v_i sont corrélés si des caractéristiques inobservées déterminent l'opinion en matière d'état de santé et les recours aux arrêts maladie.

Il peut toutefois être utile de comparer les résultats ainsi obtenus à ceux qui découlent d'un modèle « simple » dans lequel l'état de santé n'intervient que comme facteur explicatif du recours aux arrêts maladie (tableau 3 –

¹⁰ Les hospitalisations ayant eu lieu au cours des douze mois précédant l'enquête sont comptabilisées dès lors que la personne est restée au moins une nuit dans un service de l'hôpital ou d'une clinique (sauf nuit passée aux urgences).

TABLEAU 3

Les liens entre l'arrêt de travail et l'état de santé ressenti

	Modèles probit ordonnés « simples » du nombre d'arrêts de travail : Probabilité d'avoir eu : 0 arrêt de travail, 1 arrêt, 2 arrêts ou plus		Modèle complet (probit bi-varié) : Deux probits dichotomiques, estimés simultanément	
	AVEC l'état de santé comme facteur explicatif	SANS l'état de santé comme facteur explicatif	Avoir eu au moins un arrêt de travail	Se sentir en bonne ou très bonne santé
Se sentir en bonne ou très bonne santé			-1,062 ***	
Âge				
<i>Moins de 50 ans</i>	ref	ref	ref	ref
50-54 ans	-0,226 ***	-0,135 ***	-0,238 ***	-0,301 ***
55 ans et plus	-0,144 ***		-0,03 -0,173 ***	-0,408 ***
Sexe				
Femme	0,104 ***	0,135 ***	0,134 ***	-0,03
Homme	ref	ref	ref	ref
Situation familiale				
Ne vit pas en couple		0,037	0,026	0,014 -0,049 *
Vit en couple	ref	ref	ref	ref
Niveau de diplôme				
Sans diplôme		0,033	0,063	-0,019 -0,242 ***
<i>Diplôme inférieur au bac (CEP, BEPC, etc.)</i>	ref	ref	ref	ref
Baccalauréat		0,024	-0,009	0,014 0,082 **
Supérieur au baccalauréat		0,015	-0,021	0,018 0,181 ***
Catégorie socio-professionnelle				
Indépendants non agricoles (y.c. prof. libérales)	-0,359 ***	-0,360 ***	-0,331 ***	0,088
Cadres	-0,215 ***	-0,233 ***	-0,171 ***	0,271 ***
Professions intermédiaires	-0,132 ***	-0,124 ***	-0,097 **	0,111 ***
Employés	-0,125 ***	-0,128 ***	-0,115 **	0,078 **
Ouvriers	ref	ref	ref	ref
Secteur d'activité				
Agriculture :				
À son compte				
Salarié agricole	-0,283 **	-0,254 **	-0,236 **	0,081 0,056
Industrie	ref	ref	ref	ref
Construction, BTP		0,011	-0,027	-0,039 -0,059
Transports		0,036	0,009	0,017 -0,028
Activités financières		-0,037	-0,015	-0,045 -0,047
Activités immobilières		0,047	0,035	0,055 -0,017
Commerce		-0,086	-0,113 **	-0,107 ** 0,028
Services aux entreprises		0,001	0,023	-0,001 -0,078
Services aux particuliers				
Éducation, santé, action sociale	-0,118 **	-0,118 *	-0,136 **	-0,086 *
Administration		0,067	0,062	0,056 -0,043
		0,076	0,075	0,069 -0,05
Âge au premier emploi				
<i>15 ans ou moins</i>	ref	ref	ref	ref
Entre 16 et 20 ans	-0,088 *	-0,106 **	-0,127 **	-0,047 0,145 ***
Plus de 20 ans	-0,159 ***	-0,202 ***		0,177 ***
Durée hebdomadaire de travail				
Moins de 35 heures	-0,066 *		-0,025	-0,055 -0,098 ***
<i>35 à 40 heures</i>	ref	ref	ref	ref
40 à 50 heures	-0,106 **	-0,111 ***	-0,095 **	0,02
Plus de 50 heures	-0,183 ***	-0,169 ***	-0,186 ***	-0,103 **
Temps de trajet domicile-travail				
<i>Moins de 30 minutes</i>	ref	ref	ref	ref
30 minutes à 1 heure		0,037	0,033	0,03 -0,035
1 heure à 2 heures		0,048	0,089	0,023 -0,154 ***
Plus de 2 heures		0,068	0,081	0,066 -0,147 ***
Niveau de vie du ménage				
1 ^{er} quartile de revenu par unité de consommation		-0,046	-0,025	-0,084 ** -0,117 ***
<i>2^{ème} quartile de revenu par unité de consommation</i>	ref	ref	ref	ref
3 ^{ème} quartile de revenu par unité de consommation		0,006	-0,002	-0,003 0,032
4 ^{ème} quartile de revenu par unité de consommation		0,054	0,037	0,044 0,073**
Événement survenus dans le passé...				
... depuis le premier emploi				
A connu une(ou des) interruption(s) de travail pour raisons de santé	0,236 ***	0,437 ***	0,234 ***	-0,577 ***
A connu une(ou des) période(s) de chômage		0,046 0,080 ***		0,048 -0,068 ***
... depuis l'âge de 18 ans, parce qu'il n'avait plus de domicile personnel				
A été hébergé par une association, un centre d'hébergement, etc.	-0,270 *		-0,18 -0,305 ***	-0,208 *
A du dormir dans la rue, un véhicule, un hall d'immeuble, etc.		0,16	0,219	0,114 -0,257 **
État de santé général perçu				
Très bon	-0,186 ***			
Bon	ref			
Mauvais	0,307 ***			
Très mauvais	0,673 ***			
Limitations dans la vie quotidienne				
Connait des limitations dans les activités que les gens font habituellement	0,451 ***			
<i>N'en connaît pas</i>	ref			
Seuil 2 (2 arrêts ou plus)	1,908 ***	1,858 ***		
Seuil 1 (1 arrêt de travail)	1,195 ***	1,177 ***		
Constante			-0,287 ***	0,916 ***
Rho			0,371 ***	

Source : enquête Santé 2002-2003, INSEE, exploitation DREES.

Champ : personnes en emploi de plus de 15 ans.

Note : pour tenir compte de la durée variable de l'enquête selon les vagues, une variable différenciant les personnes ayant été enquêtées sur 4 mois des autres, dont la durée d'enquête est plus homogène (choisis comme référence), a été introduite parmi les variables explicatives, bien qu'elle ne soit pas reportée ici. L'autre alternative aurait été de corriger la variable d'intérêt en rapportant le nombre d'arrêts à une durée moyenne d'enquête de 62 jours. Cette option n'a pas été retenue car elle aurait rendu plus délicate la définition des catégories ainsi que l'interprétation des résultats.

Lecture : le modèle complet estime simultanément la probabilité de se déclarer en bonne ou très bonne santé (vs moyenne, mauvaise ou très mauvaise santé) et la probabilité d'avoir eu au moins un arrêt de travail (vs ne pas en avoir eu), en tenant compte du caractère endogène de l'état de santé ressenti.

La modalité notée « ref » correspond à la situation de référence pour chacun des facteurs considérés. Les coefficients sont significativement différents de zéro au seuil de 1 % (***), 5 % (**) ou 10 % (*) ou, lorsqu'ils ne comportent pas d'astérisques, ils ne sont pas significativement différents de zéro aux seuils usuels listés ci-dessus.

probit ordonné « simple » avec état de santé), voire n'est même pas pris en compte (tableau 3 – probit ordonné « simple » sans état de santé). Considérer l'opinion des individus sur leur état de santé comme facteur explicatif du recours aux arrêts maladie peut, en effet, être discuté. D'un côté, elle serait a priori un déterminant important tout simplement car on peut s'arrêter de travailler en raison d'un grave problème de santé. Les résultats des estimations seraient alors biaisés si l'on omettait cette variable. D'un autre côté, on imagine aisément que les réponses données par les personnes sur leur opinion en matière d'état général de santé sont influencées par leur situation vis-à-vis des arrêts maladie : ceux qui se sont arrêtés de travailler récemment auraient tendance à avoir une image plus négative de leur état de santé. Ce biais potentiel peut s'avérer finalement relatif, car l'état de santé ressenti peut-être, comme on le considère ici (de mêmes que certains auteurs), une approximation satisfaisante de l'état de santé « objectif ».

Qu'en est-il de la durée des arrêts maladie des actifs qui s'arrêtent de travailler pour des raisons de santé ?

Il est aussi important de s'interroger sur la durée pendant laquelle les quinquagénaires en emploi s'arrêtent de travailler dans la mesure où c'est cette catégorie de personnes qui connaît les plus longues durées d'indemnisation. Les résultats descriptifs présentés ci-dessus montrent d'ailleurs que si les seniors ne s'arrêtent pas plus fréquemment que leurs cadets, ils s'arrêtent plus longtemps. Ce constat est-il toujours le même si l'on raisonne à caractéristiques égales ? Pour répondre à cette question, la stratégie économétrique qui semble à première vue la plus adaptée est celle généralement employée pour analyser, par exemple, la durée de chômage des personnes sans emploi, à savoir un modèle de durée. De part la nature même des données, notamment la distribution des durées, on utilise un modèle - dénommé « modèle à hasards propor-

tionnels » (en particulier, le modèle de Cox) - qui permet d'estimer l'impact des caractéristiques socio-économiques sur la probabilité conditionnelle de sortir d'arrêt maladie (donc de reprendre son travail) au bout de « t » jours, sachant que la personne est restée en arrêt jusqu'à cette période (annexe 2). Mais, avec ce type de modélisation les estimations sont conduites uniquement sur la population des personnes qui se sont arrêtées (qui ont une durée d'arrêt strictement positive) : les résultats des estimations peuvent donc être entachés de biais dans la mesure où la population de ceux qui se sont arrêtés est particulière. Aussi, afin de confirmer (ou d'invalider) les résultats obtenus à partir de ce modèle de durée, on a également utilisé un « modèle de comptage », un modèle à deux étapes, qui permet d'estimer le nombre de jours d'arrêt maladie (1 jour, 2 jours, etc.) tout en évaluant en même temps la probabilité d'avoir zéro jours d'arrêt de travail, en fonction des caractéristiques socio-économiques des personnes en emploi. On peut alors tenir compte explicitement de deux phénomènes (annexe 2) : le fait qu'il y a « surabondance de zéros » (89 % des personnes en emploi ont connu zéro jour d'arrêt maladie) et le fait qu'il existe deux types de zéros (d'un côté quand les individus, face à un problème de santé, décident de ne pas s'arrêter alors qu'ils pourraient le demander, de l'autre, quand les personnes ne font face à aucun événement susceptible d'entraîner un arrêt de travail).

Il ressort de la comparaison des estimations résultant d'un côté d'un modèle de durée estimé sur une population pourtant particulière, et de l'autre d'un modèle de comptage, que les conclusions en termes de durée des arrêts maladie sont globalement similaires. Aussi, seuls les résultats du modèle de comptage seront commentés ici.

L'objectif est donc de décrire dans quelle mesure l'âge et l'état de santé des personnes, dans un premier temps, mais aussi leurs autres caractéristiques, dans un deuxième temps, jouent respectivement sur la probabilité de s'arrêter de travailler et aussi sur la durée des arrêts maladie.

Les séniors se jugent en moins bonne santé, recourent moins aux arrêts maladie, mais s'arrêtent plus longtemps que leurs cadets

Si l'on ne tient pas compte du caractère endogène de l'état de santé, les séniors ont, toutes choses égales par ailleurs, une probabilité plus faible que leurs cadets d'avoir des arrêts de travail, ce qui confirme les résultats descriptifs exposés précédemment (tableau 3 et tableau 4).

À caractéristiques égales les séniors se jugent en moins bonne santé que leurs cadets et ce d'autant qu'ils sont plus âgés (tableau 3, modèle complet). Au final, l'impact de l'âge est bien confirmé : les travailleurs âgés - qu'ils aient entre 50 et 54 ans ou qu'ils soient âgés de plus de 55 ans - ont toujours une plus faible probabilité que leurs cadets de recourir aux arrêts de travail, alors même que l'on tient compte de leur état de santé et de son caractère endogène (tableau 3, modèle complet).

Par contre, lorsque les quinquagénaires s'arrêtent de travailler leurs arrêts durent plus longtemps¹¹. Ceci confirme, là encore, l'analyse descriptive présentée précédemment : toutes choses égales par ailleurs, les actifs âgés de 50 à 54 ans, ainsi que ceux âgés de 55 ans et plus, ont non seulement une probabilité plus élevée d'avoir zéro jour d'arrêt mais aussi un nombre de jours d'arrêt maladie plus important que leurs cadets (tableau 4)¹². Les études réalisées sur ce sujet aboutissent à des conclusions similaires, au premier rang celles de T. Renaud qui concluent à une diminution rapide de la probabilité d'être en arrêt maladie à partir de 30 ans, alors que la durée des arrêts a plutôt tendance à s'accroître avec l'âge, toutes choses égales par ailleurs. Les auteurs soulignent également que plus l'âge de l'assuré est avancé au moment où il a un arrêt maladie, plus ses chances de revenir au travail sont faibles. L'étude réalisée par la CNAMTS (op. cité) concluait aussi que « la proportion des 50 ans et plus était plus élevée pour les arrêts de longue durée »¹³.

La durée de la vie professionnelle a au final un effet sur l'opinion en matière d'état général de santé et aussi sur la probabilité de recours aux arrêts de travail et sur leurs durées. En effet, les générations les plus anciennes ont commencé à travailler plus tôt que les générations récentes. Aussi une exposition plus longue à des contraintes et nuisances liées au travail peut expliquer non seulement le sentiment d'être en plus mauvaise santé mais aussi un recours plus important aux arrêts maladie. C'est ce que l'on observe en tenant compte de l'âge au premier emploi comme facteur explicatif : plus les personnes ont commencé à travailler tard, plus elles estiment se sentir en meilleure santé. De plus, les personnes ayant commencé à travailler le plus tard (alors qu'elles avaient plus de 20 ans au premier emploi) ont, comparativement à celles ayant débuté le plus tôt (à 15 ans ou avant), moins de risques d'avoir eu un arrêt de travail et ont un nombre de jours d'arrêt maladie plus faible.

Par ailleurs, il ressort nettement de la modélisation simultanée que des facteurs non observés jouent à la fois sur l'état de santé et sur les arrêts maladie : des facteurs qui expliqueraient simultanément l'état de santé et le recours aux arrêts sont corrélés entre eux¹⁴. Par exemple, des personnes hypocondriaques (caractéristique que l'on n'observe pas) ont vraisemblablement une appréciation négative de leur état de santé et en même temps auraient tendance à solliciter un arrêt de travail dès lors qu'un problème de santé, même bénin, les affecte.

On observe également bien que le fait de se sentir en bonne ou très bonne santé a un fort effet négatif sur la probabilité d'avoir recours à un arrêt de travail, alors même que les facteurs susceptibles d'expliquer l'état de santé ressenti et le recours aux arrêts de travail sont aussi pris en compte dans le modèle (tableau 3, modèle complet).

Enfin, parmi les autres caractéristiques socio-démographiques des personnes interrogées, on peut noter que le fait de vivre en couple ou non n'a pas d'impact significatif sur la probabilité d'avoir eu un arrêt de travail plutôt que de ne pas en avoir eu. Les travaux portant sur les déterminants de la prescription d'arrêt de travail, dont ceux de T. Renaud, n'aboutissent

11. Cet effet de l'âge est aussi confirmé avec le modèle de durée, malgré ses limites quant à la sélection de la population observée : toutes choses égales par ailleurs, les personnes en emploi de plus de 50 ans sortent moins vite d'arrêt maladie que leurs cadets (tableau de l'annexe 2).

12. Les séniors de 55 ans et plus se distinguent peu, voire pas, des séniors moins âgés, tant sur la fréquence que sur la durée des arrêts. Cela peut être lié au phénomène de sélection de cette population signalé auparavant : ceux atteints des pathologies les plus graves sont déjà sortis de l'emploi et ne sont donc pas observés ici.

13. La méthode et le champ de l'étude de la CNAMTS diffèrent notablement de ceux de l'étude présentée ici : elle porte sur la population du régime général en arrêt de travail de 2 à 4 mois. Trois populations sont étudiées, la première constituée d'assurés avec une durée moyenne d'arrêts de travail de 67 jours, la deuxième avec une durée de 81 jours et de 111 jours pour la troisième.

14. Tableau 4 : coefficient Rho significativement différent de zéro.

TABLEAU 4

Estimation du nombre de jours d'arrêt maladie (modèle de comptage)

Modèle ZINB ("Zero-inflated negative binomial")	Nombre de jours d'arrêt maladie (binomial négatif) : 1, 2, 3, etc.	Probabilité d'avoir zéro jour d'arrêt maladie (Probit)
Âge		
Moins de 50 ans	ref	ref
50-54 ans	0,374 ***	0,264 ***
55 ans et plus	0,398 ***	0,127 ***
Sexe		
Femme	0,078 ***	-0,134 ***
Homme	ref	ref
Situation familiale		
Ne vit pas en couple	-0,160 ***	-0,032 ***
Vit en couple	ref	ref
Niveau de diplôme		
Sans diplôme	-0,019	-0,066 ***
Diplôme inférieur au bac (CEP, BEPC, etc.)	ref	ref
Baccalauréat	-0,116 ***	-0,015
Supérieur au baccalauréat	0,038	0,035 *
Catégorie socio-professionnelle		
Indépendants non agricoles (y.c. prof. libérales)	-0,135 *	0,523 ***
Cadres	-0,400 ***	0,308 ***
Professions intermédiaires	-0,236 ***	0,163 ***
Employés	0,018	0,173 ***
Ouvriers	ref	ref
Secteur d'activité		
Agriculture :		
À son compte	-0,573 ***	0,537 ***
Salarié agricole	0,430 ***	0,149 ***
Industrie		
Construction, BTP	0,021	0,027
Transports, activités financière, activités immobilières	-0,017	-0,031
Commerce	0,263 ***	0,119 ***
Services aux entreprises	0,113 **	-0,044 *
Services aux particuliers	-0,180 ***	0,103 ***
Éducation, santé, action sociale	0,056	-0,052 ***
Administration	-0,148 ***	-0,127 ***
Âge au premier emploi		
15 ans ou moins	ref	ref
Entre 16 et 20 ans	-0,215 ***	0,096 ***
Plus de 20 ans	-0,403 ***	0,186 ***
Limitations dans la vie quotidienne		
Limitations dans les activités que les gens font habituellement	0,654 ***	-0,783 ***
N'en connaît pas	ref	ref
Constante	-1,601 ***	0,956 ***
Prise en compte du nombre de jours d'enquête pendant lesquels on observe les arrêts de travail	oui	oui
Coefficient de dispersion : α	2,041 et $\log(\alpha) = 0,714$ ***	
Test de Vuong - modèle ZINB vs modèle Négatif binomial standard :	z = 36,08	Pr>z = 0,0000

Source : enquête décennale Santé 2002-2003, INSEE, exploitation DREES.

Champ : personnes en emploi de plus de 15 ans.

Lecture : la modalité notée « ref » correspond à la situation de référence pour chacun des facteurs considérés. Les coefficients sont significativement différents de zéro au seuil de 1 % (***) , 5 % (**) ou 10 % (*) ou, lorsqu'ils ne comportent pas d'astérisques, ils ne sont pas significativement différents de zéro aux seuils usuels listés ci-dessus.

pas non plus à des conclusions claires quant à l'influence de la charge familiale. En revanche, les femmes ont plus de chances que les hommes d'avoir un arrêt de travail, mais leurs arrêts ne durent pas plus longtemps. La dernière étude de la CNAMTS (2004), de même que des travaux plus anciens (CNAMTS, 1997), concluaient aussi que les assurés en arrêts de travail étaient plus souvent des femmes. Deux éléments pourraient expliquer, en partie, ce phénomène : tout d'abord le fait que l'arrêt peut aussi concerner, en fait, un problème de santé touchant leurs enfants, ensuite une partie des arrêts repérés ici, peuvent concerner des femmes ayant eu des complications liées à leur grossesse¹⁵.

Au delà de ce premier état des lieux, il importe de tenir compte également de l'impact de la situation des personnes vis-à-vis du marché du travail (catégorie sociale et secteur d'activité, reflétant en partie leurs conditions de travail) et de leurs caractéristiques socio-démographiques (sexe, situation familiale) tant sur la propension à s'arrêter de travailler pour des raisons de santé que sur la durée des arrêts maladie. En effet, les seniors ne sont pas répartis dans l'emploi de la même manière que leur cadets : cet état de fait résulte de dynamiques différentes dans le développement des professions (déclin des agriculteurs, développement des professions du tertiaire, par exemple). Aussi, peut-on se demander si, en raisonnant à âge et à opinion sur l'état de santé comparables, les actifs en emploi ont, selon leur catégorie socioprofessionnelle et selon leur secteur d'activité, une propension différente à s'arrêter de travailler et une durée d'arrêt variable. Il s'avère que, outre l'âge et l'état de santé ressenti, le statut d'emploi (salarier/non-salarier), la catégorie sociale et le secteur d'activité ont un impact tant sur le recours aux arrêts de travail que sur leur durée.

Les indépendants s'arrêtent moins fréquemment de travailler pour raisons de santé et leurs durées d'arrêt sont plus courtes

À caractéristiques égales, en contrôlant uniquement de l'état de santé (tableau 3, modèle

« simple »), les individus qui exercent comme non-salariés, qu'ils soient agriculteurs, artisans, commerçants ou professions libérales ont une probabilité nettement plus faible que les salariés, notamment les ouvriers pris comme référence, d'avoir eu un arrêt de travail. Par ailleurs, dès lors qu'ils sont en arrêt maladie, les indépendants s'arrêtent moins longtemps de travailler que les salariés. Cette particularité des indépendants s'explique tant par la nature même de leur activité que par un système de protection sociale en matière d'indemnisation des arrêts maladie auparavant moins favorable qu'il ne l'était pour les salariés, du moins jusqu'au milieu des années 90¹⁶. Malgré les améliorations apparues depuis dans ce domaine, il est probable que le poids du passé explique en partie cette moindre propension à avoir des arrêts de travail. D'ailleurs, les non-salariés ont la probabilité la plus faible, toutes choses égales par ailleurs (état de santé déclaré, sexe et âge, revenu du ménage) d'entamer un épisode de soins, c'est-à-dire d'avoir un recours médical, pour une maladie donnée ou suite au renvoi par un médecin à un praticien spécialisé (DREES, 2006). Par ailleurs, l'activité de l'exploitation, de l'entreprise ou du cabinet qu'ils gèrent dépend en grande partie de leur présence à sa tête, de même que les revenus d'activité qu'ils en tirent pour eux et leur famille. Or, en cas d'arrêt de travail, les charges professionnelles inhérentes à l'activité indépendante continuent de courir.

Dès lors que l'on estime en même temps l'opinion en matière d'état de santé (tableau 4, modèle complet), l'effet du « statut » (être indépendant plutôt que salarié) sur la probabilité de recourir à un arrêt de travail reste négatif. Effectivement, les artisans, commerçants et professionnels libéraux se jugent en meilleur état de santé que les ouvriers. Se jugeant ainsi, ils ont au final moins de chances de recourir aux arrêts maladie. Ce résultat doit toutefois être nuancé : si la probabilité de recours aux arrêts de travail reste moindre pour les agriculteurs exploitants, ces derniers ne se considèrent pas pour autant en meilleure santé que les ouvriers pris en référence. On peut voir là un impact encore plus important pour les agriculteurs que pour les autres indépendants d'un système d'indemnisation moins favorable et d'habitudes de consommation de soins différentes (au sens large du terme). D'ailleurs, les

15. L'étude de la CNAMTS signalait que quelle que soit la durée de l'arrêt de travail, les complications de grossesse concernaient une assurée sur 10.

16. Les artisans peuvent bénéficier depuis 1995 d'un régime obligatoire d'indemnités journalières. Ce système a été étendu aux commerçants au 1^{er} juillet 2000 (Amp, 2002).

agriculteurs exploitants qui s'arrêtent ont, toutes choses égales par ailleurs, un nombre de jours d'arrêt maladie nettement plus faible que celui des autres actifs.

Les ouvriers : des arrêts de travail plus fréquents et plus longs, allant de pair avec une pénibilité physique qui reste prégnante

Les salariés qui ont la plus forte probabilité de s'arrêter de travailler pour des raisons de santé, toutes choses égales par ailleurs, sont les ouvriers. Ce sont aussi eux qui, comparativement aux autres salariés, s'estiment en moins bonne santé.

Le monde ouvrier a bien sûr changé ; aujourd'hui le terme même « ouvrier » ne recouvre pas complètement ce qu'il désignait il y a ne serait-ce qu'une vingtaine d'années. Selon Goux et Maurin (1998), le fait marquant de ce changement est avant tout qualitatif : la moitié des ouvriers travaillent désormais dans des entreprises de services, alors qu'ils étaient moins d'un quart à la fin des années soixante. Leurs fonctions ont donc évolué et s'apparentent de plus en plus à celles d'un service, avec un rapport à la clientèle beaucoup plus direct qu'auparavant : ces « nouveaux ouvriers » sont chauffeurs-livreurs, réparateurs d'équipements ménagers, etc. D'ailleurs, les ouvriers déclarent plus fréquemment qu'il y a près de dix ans être exposés à des contraintes organisationnelles (rythme de travail imposé par une demande extérieure, contact direct avec le public) qui restent l'apanage d'autres catégories sociales, notamment celle des employés de commerce et des services. D'ailleurs, on observe même un certain déplacement de l'emploi ouvrier non qualifié : « si le label « ouvrier non qualifié » disparaît petit à petit de l'industrie, les emplois ne nécessitant pas beaucoup de qualification et impliquant des tâches manuelles renaissent partout ailleurs dans le tertiaire. Simplement, ils renaissent sous le nom d'« employé », celui là même dont Chenu, dans son livre *L'archipel des*

employés, a montré toute la difficulté à saisir l'unité. » (Goux et Maurin, 1998).

Mais, d'après l'enquête Sumer 2003, réalisée par la DRT et la DARES, on peut observer que des figures dominantes perdurent et concernent toujours une partie du travail ouvrier (en particulier les ouvriers non qualifiés de type industriel ou artisanal) : le fait de travailler « en situation fatigante » (par exemple, position debout, travail répétitif plus de 20 h par semaine) et d'être exposé à des « postures pénibles » (positif à genoux, maintien des bras en l'air plus de 2 h par semaine)¹⁷, de devoir manutentionner des charges lourdes¹⁸ ou encore de pratiquer le travail de nuit. Par ailleurs, les contraintes de type posturales, articulaires, la manutention manuelle de charges lourdes, etc., peuvent se cumuler : les ouvriers sont la principale catégorie sociale touchée par ce cumul qui augmente les risques de troubles musculo-squelettiques, principale cause aujourd'hui de maladie professionnelle (Arnaudo, Hamon-Cholet et Waltisperger, 2006).

Même si l'effet de sélection est net chez les ouvriers soumis au travail posté, au travail de nuit et à la pénibilité physique - ces postes étant confiés aux plus résistants d'entre eux et ceux qui s'y maintiennent ont une santé qui leur permet (Bourget-Devouassoux, Volkoff, 1991) -, il n'en demeure pas moins qu'à terme, de telles conditions de travail ont indéniablement des effets différés sur la santé. Ainsi, les ouvriers sont parmi les catégories de salariés qui ont, toutes choses égales par ailleurs, les arrêts maladie les plus longs : ils ont la probabilité la plus faible de n'avoir aucun jour d'arrêt maladie et, de même que les employés, ont un nombre de jours d'arrêt plus élevé que celui des autres salariés et des indépendants (tableau 4). D'ailleurs, Afsa et Givord (2006), en utilisant les données de l'enquête Emploi, montrent clairement que chez les ouvriers le fait de travailler avec des horaires irréguliers (horaires alternés ou variables d'une semaine à l'autre) a un impact important sur la probabilité de s'arrêter pour cause de maladie, alors même qu'ils tiennent compte du biais éventuel qui pourrait résulter de l'effet de sélection dans les postes de travail occupés.

17. Arnaudo B. *et alii*, 2006, DARES, mars.

18. Flourey *et alii*, 2006.

Les salariés du commerce s'arrêtent moins fréquemment, mais plus longtemps : le poids de la pénibilité « vécue » ?

C'est dans le commerce et les activités de services aux particuliers (hôtellerie-restauration...)¹⁹ que le risque d'avoir eu un arrêt de travail est le moins élevé. C'est donc dans les secteurs d'activité dans lesquels la nature du travail conduit les personnes à être en contact direct avec le public et conditionne leur rythme de travail (imposé par une demande extérieure obligeant à une réponse immédiate), que la propension aux arrêts maladie est la plus faible. En effet, toujours d'après l'enquête Sumer 2003, le commerce de détail et l'hôtellerie-restauration sont, parmi les activités relevant du tertiaire, les secteurs les plus exposés à de telles contraintes organisationnelles²⁰ (DARES, 2004 et 2006). Des contraintes de ce type, liées à l'exigence du marché et à une certaine pression exercée par la demande, peuvent expliquer le fait que les salariés de ces secteurs n'ont finalement que peu de latitude pour s'absenter de leur travail. Des contraintes organisationnelles prégnantes - par exemple, la nécessité d'avoir en permanence des salariés présents pour répondre aux clients - peuvent, par ailleurs, inciter les employeurs à être particulièrement vigilants, ce qui peut à l'extrême les conduire à refuser que leurs salariés s'arrêtent, sous peine de leur trouver un remplaçant. Peut aussi jouer dans ce sens le fait que, même si les employés sont en général moins exposés que les ouvriers à des contraintes de pénibilité physique du travail, les employés de commerce et des services sont aussi soumis à des contraintes de type physique : situations fatigantes, postures pénibles, mais aussi la manutention qui est une pratique courante des employés relevant du commerce (employés de libre-service, caissiers).

Pour autant, les salariés du commerce n'estiment pas qu'ils sont en meilleure santé que les autres (tableau 3) : cela confirmerait le fait que c'est plutôt la nature même de ce type d'activité et les contraintes organisationnelles

qui y sont attachées qui explique leur moindre recours aux arrêts maladie. Par ailleurs, même s'ils recourent moins aux arrêts de travail, les actifs du commerce affichent, toutes choses égales par ailleurs, un nombre de jours d'arrêt maladie plus élevé que les salariés des autres secteurs, (hormis les salariés agricoles, tableau 4). On peut alors se demander si les pénibilités « vécues » au travail - il s'agit là d'une notion subjective, liée à la perception des conditions de travail (tension psychique, « stress », etc.) - ne conduiraient pas les personnes concernées à être réticentes à une reprise du travail, ce qui les inciterait à s'arrêter plus longtemps.

Le constat en matière d'état de santé et de durée d'arrêt de travail est tout autre pour les personnes travaillant dans les services aux particuliers : ils ont aussi une probabilité plus faible d'avoir eu un arrêt maladie alors même qu'ils s'estiment en moins bonne santé que tous les autres salariés, notamment ceux du commerce. En effet, les activités de services aux particuliers - notamment l'hôtellerie restauration - présentent de part la nature même du travail certaines particularités (travail en horaires décalés, etc.) qui pourraient expliquer, à travers un jugement plutôt négatif porté sur l'incidence des effets de la vie au travail sur la santé, ce sentiment de se sentir en moins bonne santé. Mais ce n'est pas pour autant qu'ils s'arrêtent plus longtemps que les autres salariés, au contraire, ils ont un nombre de jours d'arrêt maladie inférieur à celui des autres actifs non agricoles.

Les salariés des autres secteurs ne s'arrêtent pas plus fréquemment que ceux de l'industrie

Les salariés travaillant dans les autres secteurs d'activité (construction, services aux entreprises, administration, etc.) ne se distinguent pas significativement de ceux travaillant dans l'industrie du point de vue de la fréquence des arrêts maladie. Et cela alors même que dans certains secteurs d'activité les risques professionnels sont relativement plus importants tels qu'une pénibilité physique avérée, qu'elle

19. La nomenclature utilisée ici s'approche au mieux de la Nomenclature économique de synthèse (NES) adoptée par l'INSEE en 1994. Il s'agit d'une double nomenclature nationale - d'activités économiques et de produits - agrégée, pertinente pour l'analyse économique.

20. Outre le contact avec le public et la pression de la demande exigeant une réponse immédiate, on peut citer aussi le fait « de ne pouvoir faire varier les délais », ou encore « d'être dépendant vis-à-vis du travail de ses collègues ».

découle de cadences imposées (par exemple, certains métiers du bâtiment), de manutention de lourdes charges ou d'exposition à des risques (biologiques, produits chimiques) laissant des traces (douleurs, vieillissement précoce), autant d'éléments conduisant à une prévalence relativement importante de certaines maladies, telles que les lombalgies par exemple (Lasfargues et Moliné, 2005). On pourrait penser que cette pénibilité du travail, qui touche particulièrement les salariés de la construction et du BTP, ne se traduise non pas par une fréquence accrue de s'arrêter mais plutôt par une durée d'arrêt plus longue. Mais, aux vues des résultats des estimations de la durée des arrêts maladie, cette hypothèse n'est pas confirmée. D'un côté, si l'on ne tient compte que des actifs ayant connu un arrêt de travail, les salariés de la construction et du BTP sortent d'arrêt maladie un peu plus lentement que ceux de l'industrie (tableau de l'annexe 2). De l'autre côté, les salariés de la construction et du BTP ne se distinguent pas des salariés de l'industrie quant à la probabilité de ne pas s'arrêter et, lorsqu'ils s'arrêtent, ils ne comptabilisent pas plus de jours d'arrêt de travail (tableau 4).

In fine, l'impact de l'âge sur la propension à recourir aux arrêts maladie est bien confirmé mais pas dans le sens que l'on aurait pu attendre. Les travailleurs âgés ont une plus faible probabilité que leurs cadets de recourir aux arrêts de travail, toutes choses égales par ailleurs. Mais cette population des personnes en emploi est sélectionnée et cette sélection est sans doute d'autant plus forte à mesure que l'âge augmente : ceux qui restent en emploi sont en meilleure santé que ceux qui en sont sortis. Il n'en demeure pas moins que lorsqu'ils ont des arrêts de travail, les séniors s'arrêtent plus longtemps que leurs cadets, soit que les pathologies dont ils sont atteints sont plus lourdes, soit qu'ils souhaitent passer moins de temps à leur travail (notamment s'ils n'en sont pas satisfaits), soit qu'éventuellement (dans un contexte marqué par le durcissement des conditions d'accès aux dispositifs de pré-retraites) des politiques d'entreprises sont à l'œuvre et favorisent une mise à l'écart du marché du travail pour les travailleurs âgés. Il convient également de préciser que les prescripteurs de soins ont aussi probablement joué un rôle non négligeable.

Références bibliographiques

- Afsa C. et Givord P., 2006, « Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie », *Document de travail*, n° G2006/07, INSEE.
 - Arnaudo B., Hamon-Cholet S. et Waltisperger D., 2006, « Contraintes posturales et articulaires au travail », *Premières Informations, Premières synthèses*, n° 11.2, DARES, mars .
 - Arnaudo B., Magaud-Camus I., Sandret N. et Coutrot T., Flourey M.-C., Guignon N., Hamon-Cholet S., Waltisperger D., 2004, « L'exposition aux risques et aux pénibilités du travail de 1994 à 2003, premiers résultats de l'enquête SUMER 2003 », *Premières Informations, Premières synthèses*, n° 52.1, DARES, décembre .
 - d'Autume A., Betbèze J.-P. et Hairault J.-O., 2005, « Les séniors et l'emploi en France », rapport du Conseil d'analyse économique, La documentation Française.
 - Assurance maladie des professions indépendantes (AMPI), 2002, « Les indemnités journalières », rapport, décembre.
 - Aubert P., 2003, « Les quinquagénaires dans l'emploi salarié privé », *Économie et Statistiques*, n° 368, INSEE.
 - Auvray L., Doussin A. et Le Fur P., 2003, « Santé, soins et protection sociale en 2002 », *Questions d'économie de la santé*, n° 78, IRDES, décembre.
 - Barnay T., 2005, « Les modalités de cessation d'activité pour raisons de santé », rapport final, IRDES, décembre.
 - Boisguérin B. et Raynaud D, avec la collaboration de Breuil-Grenier P., 2006, « Les trajectoires de soins en 2003 », *Études et Résultats*, n° 463, DREES, février.
 - Bourget-Devouassoux J. et Volkoff S., 1991, « Bilan de santé des carrières d'ouvriers », *Économie et statistiques*, INSEE.
 - CNAMTS, 2004, « Des tendances de fond aux mouvements de court terme », *Point de conjoncture*, n° 21, janvier.
 - CNAMTS, 2004, Direction du service médical, Mission des soins de ville, « Description des populations du régime général en arrêt de travail de 2 à 4 mois », octobre.
 - Coutrot T. et Waltisperger D., 2005, « L'emploi des séniors souvent fragilisé par des problèmes de santé », *Premières Informations, Premières synthèses*, n° 08.1, DARES, février.
 - DARES, 2006, « Les expositions aux risques professionnels par secteur d'activités, résultats SUMER 2003 », *Document d'études*, n° 109, mars.
 - Flourey M.-C., Magaud-Camus I., Rouxel C. et Vinck L., 2006, « La manutention manuelle de charges en 2003 : la mécanisation n'a pas tout réglé », *Premières Informations, Premières synthèses*, n° 11.3, DARES, mars.
 - Gourdol A., 2005, « Les interruptions d'activité pour raisons de santé au cours de la vie professionnelle », *Études et Résultats*, n° 418, DREES, juillet.
 - Goux D. et Maurin E., 1998, « La nouvelle condition ouvrière », Notes de la fondation Saint-Simon, octobre.
 - Lasfargues G., en collaboration avec Molinie A.-F. et Volkoff S., 2005, « Départs en retraite et « travaux pénible », l'usage des connaissances scientifiques sur le travail et ses risques à long terme pour la santé », rapport de recherche du Centre d'études de l'emploi, n° 19, avril .
 - Merlier R., 2005, « Tassement des préretraites en 2004 », *Premières Informations, Premières synthèses*, n° 19.3, DARES, mai.
 - Merliere J. et Venere U., 1999, « Les arrêts maladie indemnisés en 1997 », Point Stat n° 21, CNAMTS.
 - Midy F., 2005, « Les indemnités journalières versées au titre des arrêts maladie par le régime général : états des lieux et déterminants », revue médicale de l'Assurance maladie, volume 36 n° 3, juillet-septembre .
 - Molinie A.-F., 2005, « Enquête santé et vie professionnelle après 50 ans, résultats par secteurs d'activité », rapport de recherche du Centre d'études de l'emploi, n° 26, octobre.
 - Rapoport B., 2006, « Âge de départ souhaité, âge de départ prévu et liberté de choix en matière d'âge de départ à la retraite », *Dossiers Solidarité et Santé*, DREES, n° 3 juillet - septembre.
 - Renaud T. et Grignon M., 2004, « *Sickness and injury leave in France: moral hazard or strain ?* », communication au workshop du Collège des Économistes de la Santé (CES), janvier.
-

ANNEXE 1

L'analyse de la fréquence des arrêts de travail

Un modèle de Probit ordonné pour analyser le nombre d'arrêts de travail

La variable à expliquer est qualitative avec des modalités qui peuvent être ordonnées dans un ordre croissant : aucun arrêt de travail, un arrêt de travail, deux arrêts, etc. À des fins de comparabilité avec l'autre modèle estimé et retenu *in fine* (Probit bi-varié), on a retenu un modèle de Probit ordonné. Cette méthode sert à décrire les probabilités de choix d'un individu parmi des options ordonnées : 0, 1 arrêt, 2 arrêts, etc.

La modélisation repose sur la notion de variable latente. On suppose l'existence d'une variable continue inobservable « d'utilité de l'arrêt maladie » et l'on considère deux bornes μ_1 et μ_2 :

- la première borne sépare les individus n'ayant connu aucun arrêt de travail de ceux s'étant arrêtés une fois de travailler pour raisons de santé ;

- la seconde borne sépare les personnes qui se sont arrêtées une fois de celles qui se sont arrêtées deux fois ou plus¹.

Estimations

Soit la variable latente non observée $arrêt_i^*$, reflétant la situation de la personne vis-à-vis de l'arrêt de travail. On observe uniquement le nombre d'arrêt de travail effectivement utilisés, avec i le nombre d'arrêts.

On pose :

$$arrêt_i^* = \beta x_i + v_i \quad (1)$$

$$arrêt_0^* = 1 \text{ si } -\infty < arrêt^* < \mu_1, \text{ arrêt}_0^* = 0 \text{ sinon ;}$$

$$arrêt_1^* = 1 \text{ si } \mu_1 < arrêt^* < \mu_2, \text{ arrêt}_1^* = 0 \text{ sinon ;}$$

$$arrêt_2^* = 1 \text{ si } \mu_2 < arrêt^* < +\infty, \text{ arrêt}_2^* = 0 \text{ sinon.}$$

Les paramètres et μ_1 et μ_2 sont inconnus. On estime alors simultanément les coefficients β et μ_j .

Résultats des estimations

Les résultats des estimations figurent dans le tableau 3 : colonne de gauche « AVEC l'état de santé comme facteur explicatif » et deuxième colonne en partant de la gauche « SANS l'état de santé comme facteur explicatif ».

1. En raison du faible nombre de personnes ayant déclaré 3 arrêts, 4 arrêts, etc., le choix a été fait de regrouper les individus ayant connu 2 arrêts ou plus (2,8 % des actifs occupés).

ANNEXE 2

Analyser la durée des arrêts de travail avec un modèle de durée

Appliqués à l'origine en épidémiologie (par exemple dans l'analyse de la durée de vie des malades ayant subi tel traitement), les modèles de durée ont depuis été introduits en sciences économiques et sont appliqués dans le domaine de la mobilité, qu'elle soit professionnelle ou spatiale (durée d'emploi, durée de chômage, processus de recherche d'emploi, migration, etc.).

La durée s'entend comme étant la période passée dans un état donné, à savoir ici la période passée en arrêt maladie. De telles données peuvent être « censurées » : lors de la période d'observation, certains individus ne sont pas sortis de l'état dans lequel ils se trouvent, dès lors, on ne sait pas combien de temps a priori l'individu persistera encore dans l'état étudié (censure à droite). En ce qui concerne cette étude, les données utilisées pour analyser la durée (encadré 2) sont peu censurées : lors des visites 2 et 3, il a été demandé aux personnes interrogées le nombre total de jours d'arrêt maladie prescrit par le médecin, que cette période d'arrêt soit révolue ou bien qu'elle dépasse la date d'observation. Bien évidemment, toute personne pourra connaître des arrêts maladie ultérieurement, voire un renouvellement de l'arrêt actuel, en cas de « rechute », par exemple.

Quelques repères sur les grands principes des modèles de durée

Deux fonctions de base caractérisent la loi d'une durée, notée T . La fonction centrale dans l'analyse des modèles de durée est appelée (par anglicisme) « fonction de hasard ». Elle est définie à partir de la probabilité conditionnelle de sortir de l'état considéré dans un intervalle infinitésimal autour de t . Remarquons que ce n'est pas réellement une probabilité : il est plus rigoureux d'interpréter le hasard comme un taux, de la forme « nombre d'événement par intervalle de temps ». C'est en fait le taux instantané de sortie de l'état considéré – l'arrêt maladie – par unité de temps au bout d'une durée de t jours. Il correspond ici à la probabilité conditionnelle de sortie d'arrêt maladie, donc de reprendre son travail, au bout de t jours, sachant que la personne est restée en arrêt jusqu'à cette période. Cette fonction est définie ainsi :

$$\theta(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P[t \leq T < t + dt / T \geq t]}{dt}, \text{ soit } \theta(t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)},$$

où $f(t)$ est la densité et $F(t)$ la fonction de répartition de la variable aléatoire T .

La seconde – appelée fonction de survie – est la probabilité de demeurer en arrêt maladie pour une durée supérieure à t , soit :

$$S(t) = 1 - F(t)$$

C'est généralement la fonction de hasard que l'on modélise directement : elle a le plus souvent une interprétation directe en termes de comportements. Un élément d'analyse important est donc le sens de variation du hasard au cours du temps. Le taux de sortie d'arrêt maladie est-il constant, ce qui supposerait que toute personne malade, et devant s'arrêter de travailler, a la même probabilité de reprendre son travail quelle que soit la durée d'arrêt qu'elle a déjà connue ? Est-il plutôt décroissant, ce qui signifierait un « marquage » négatif des personnes en arrêt de longue durée lié à des pathologies plus graves rendant une reprise du travail plus problématique ? Au contraire, est-il croissant, ce qui supposerait une plus grande probabilité de reprendre son travail à mesure que la durée déjà passée en arrêt maladie augmente ?

Les principales méthodes utilisées

Il est d'usage de traiter dans un premier temps de façon descriptive la durée d'un phénomène donné par une approche non paramétrique. Dans ce cas, aucune hypothèse n'est faite sur la distribution de T , l'objectif est alors d'estimer la fonction de survie sur l'ensemble de la population concernée et de tester si des sous-groupes d'individus (par exemple, les seniors contre les actifs plus jeunes) présentent ou non des durées significativement différentes. C'est cette approche qui a été utilisée en premier lieu (estimateur de Kaplan-Meier) sur l'ensemble des actifs ayant connu un arrêt de travail ainsi que sur les groupes d'actifs définis selon leurs caractéristiques socio-démographiques supposées discriminantes (âge, sexe, catégorie socioprofessionnelle, secteur d'activité, état de santé ressenti, etc.). En s'appuyant sur des tests d'homogénéité, on montre que les différents facteurs explicatifs retenus ont bien un pouvoir discriminant.

Cette première approche présente toutefois des limites : on ne peut pas estimer une équation qui permettrait d'évaluer le poids respectif de différents facteurs sur la durée d'arrêt maladie. On peut alors recourir à des méthodes d'analyse paramétriques (ou semi-paramétriques) qui permettent d'introduire des variables exogènes dans le modèle. Il faut alors postuler une loi de distribution de T , et l'approche non paramétrique précédente permet d'orienter le choix du modèle ou de la loi à adopter. Deux grands types de modèles sont généralement utilisés : les modèles à durée de vie accélérée et ceux à durée de vie proportionnelle. Une des différences entre ces deux types de modèles réside dans l'impact que peuvent avoir les variables explicatives.

Les modèles à durée de vie accélérée ont la forme générale suivante :

$$\text{Log}(T) = \alpha + \beta Z + \sigma W, \text{ où } \alpha \text{ est une constante, } Z \text{ le vecteur de covariables et } \beta \text{ le vecteur de paramètres à estimer, } W \text{ une variable aléatoire dont la loi définit la loi de } T \text{ et } \sigma \text{ un paramètre d'échelle à estimer.}$$

On aboutit donc à un modèle linéaire sur les log des durées, mais qui oblige à spécifier une loi de probabilité pour la durée (de type log-normale, log-logistique, Weibull, etc.). Les variables explicatives ont dans ce type de modèles un effet multiplicatif sur la durée (additif sur le logarithme).

Dans le cas des modèles à durée de vie proportionnelle (modèles semi-paramétriques), c'est la fonction de hasard qui est estimée et elle a la forme suivante :

$$h(t; Z) = h_0(t)\varphi(Z, \beta),$$

dans laquelle on suppose généralement que $\varphi(Z, \beta) = \exp(\beta Z)$ (modèle de Cox) et avec $h_0(t)$ le hasard de base (celui qui correspond à une valeur nulle de toutes les variables explicatives).

Ces modèles permettent de faire dépendre la fonction de hasard des caractéristiques individuelles sans imposer une formalisation de l'effet de durée. Ils se caractérisent par une probabilité conditionnelle de sortie de l'état influencée de la même manière par les variables explicatives et ce quelle que soit la durée considérée. Autrement dit, cela signifie que si l'on considère deux types d'individus distincts (correspondant à des valeurs de Z distinctes, par exemple l'âge) le rapport des taux de hasard entre ces deux groupes est constant dans le temps, mais dépend des caractéristiques de ceux-ci (hypothèse du hasard proportionnel).

La spécification retenue

Aux vues des résultats des estimations non paramétriques, la durée d'arrêt maladie ne s'ajuste pas à des lois standard, en particulier, la loi exponentielle ne convient pas², ni même la loi de Weibull³, pourtant plus souple. En conséquence, une estimation paramétrique paraît hasardeuse. Il convient donc de tester l'hypothèse du hasard proportionnel grâce à l'estimation

paramétrique des hasards intégrés, à savoir les $\hat{Z}(t) = \int_0^t \hat{\theta}(s) ds$, pour les différents groupes de modalités des exogènes

(les actifs de plus de 50 ans, ceux de moins de 50 ans, par exemple). La représentation graphique des séries $(t, \hat{Z}(t))$, montre que l'écart entre les courbes est relativement constant pour les groupes considérés, ce qui laisse penser qu'un modèle à hasards proportionnels est adapté à la distribution de T . Enfin, en comparant graphiquement le nuage des $(t, \hat{Z}(t))$ estimés par le modèle à hasard proportionnels (modèle de Cox) à la première bissectrice, on en conclut, dans la mesure où l'adéquation graphique est relativement bonne, que la spécification choisie est adaptée.

Cependant, avec un modèle de durée, on est confronté au fait que l'on modélise soit la durée soit le hasard sur la seule population des personnes pour lesquelles la durée est strictement positive autrement dit les personnes qui sont dans l'état considéré : l'arrêt maladie. On ne tient pas du tout compte du fait qu'une proportion élevée de personnes ne se sont pas arrêtées et qu'elles peuvent présenter des caractéristiques différentes de celles qui ont eu un arrêt maladie.

Analyser le nombre de jours d'arrêt maladie avec un modèle de comptage

Principes généraux

Dans ce cas la variable dépendante est le nombre de jours d'arrêt maladie : 0 jour, 1 jour, 2 jours, etc. On considère alors ce que l'on appelle des données de comptage, des nombres entiers positifs, caractérisés de plus par un nombre important de zéro.

L'avantage, par rapport à un modèle de durée, est que l'on considère également les personnes qui ne se sont pas arrêtées, on n'est donc plus confronté au problème signalé précédemment. Le modèle de comptage fréquemment utilisé est fondé sur une distribution de Poisson de paramètre λ_i :

$$P(Y_i = y_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!}$$

La formulation la plus courante pour le paramètre λ_i est semi-logarithmique : $\lambda_i = \exp(x_i \beta)$.

Cependant, ce modèle implique l'égalité de l'espérance et de la variance et cette hypothèse d'équidispersion - il n'y a pas d'hétérogénéité dans l'échantillon - s'avère très restrictive. Il est fréquent que la variance soit supérieure à l'espérance. Dans ce cas, on préférera un modèle binomial négatif (ou « NEGBIN » en anglais pour « Negative binomial »), qui, comme son nom l'indique est basé quant à lui sur une loi binomiale négative. Grâce à l'introduction d'un paramètre supplémentaire (α), une distribution de ce type est plus riche que celle de Poisson, ce paramètre permettant, en outre, de capter l'hétérogénéité inobservée de la variable dépendante, pouvant entraîner la surdispersion observée. Ce paramètre s'interprète comme un coefficient de dispersion. Ce modèle est une extension du modèle de Poisson tel que :

$\log E(Y_i / X_i; \beta) = X_i \beta + \varepsilon_i$, avec ε_i le terme d'erreur correspondant au terme d'hétérogénéité (il suit une distribution de Gamma avec une moyenne de 1 et une variance de α).

La densité de ce modèle est définie par :

$$\forall k \geq 0, \quad P(y_i = k / x_i) = \frac{\Gamma(k + \frac{1}{\alpha})}{\Gamma(k + 1) \Gamma(\frac{1}{\alpha})} \left(\frac{1}{\alpha} \right)^{\frac{1}{\alpha}} \left(\frac{\lambda_i}{\frac{1}{\alpha} + \lambda_i} \right)^k,$$

l'espérance reste inchangée $E(y_i / x_i) = \lambda_i = \exp(x_i \beta)$ et la variance est égale à :

$$Var(y_i / x_i) = \lambda_i (1 + \alpha \lambda_i)$$

Lorsque la variance est très supérieure à la moyenne et que le nombre d'événements égal à zéro est élevé, autrement dit s'il y a « un excès ou surabondance de zéros » (en anglais « excess zero ») par rapport aux distributions théoriques de ce type de modèle, un modèle de type Poisson ou binomial négatif peut être insuffisant pour expliquer tous ces zéros.

Il convient alors d'étudier si le modèle peut être transformé en un modèle à deux étapes. En effet, un tel excès de zéros peut résulter de deux phénomènes différents qui conduisent à deux types de modèles différents :

- la non-linéarité,

- ou le fait que les individus peuvent avoir en cas de problème de santé un autre comportement que de s'arrêter de travailler (par exemple, continuer à venir travailler mais en réduisant les horaires, en effectuant les tâches les moins « difficiles », etc.).

Dans ce second cas, il y a alors deux types de zéro : quand les individus décident de ne pas s'arrêter (alors qu'ils le pourraient) et quand ils ne font face à aucun événement (maladie, accident du travail, etc.) qui est susceptible d'engendrer un arrêt de travail.

Le premier type de modèle – modèle de comptage avec « haie » (« *Hurdle model* ») - teste un phénomène lié à la non linéarité (dans notre cas, cela signifierait que le 1^{er} jour d'arrêt maladie peut être plus difficile à obtenir que les jours suivants).

Le second, développé par Lambert (1992) et Greene (1994), permet d'avantage de tester le second phénomène évoqué et résultant d'une décision comportementale. Ces modèles – « *Zero-inflated Poisson* » (ZIP) ou « *Zero-inflated negative binomial* » (ZINB) qui appartiennent tous deux à la classe des modèles « à expansion de zéros » - ont la particularité qu'ils ne supposent pas que les valeurs nulles sont générées par le même processus que les valeurs positives : elles ne peuvent donc pas être modélisées par la même équation. On modélise alors simultanément la « décision de non participation » - plus précisément, dans le cas qui nous intéresse ici, le fait d'avoir zéro jour d'arrêt maladie pendant la période d'observation - et la détermination du nombre de jours d'arrêt maladie.

En fait, il faut bien avoir conscience que le principe général de ces modèles est que l'on a en fait deux régimes (ou deux groupes latents) :

- dans l'un – le régime 1 - le résultat est toujours zéro,

- dans l'autre – le régime 2 - on a un processus de Poisson ou Négatif Binomial qui peut générer des zéro ou n'importe quelle autre valeur positive.

Le modèle est donc le suivant :

$$P(y_i = 0 / x_i) = P(\text{régime 1}) + P(y_i = 0 / x_i, \text{régime 2})P(\text{régime 2})$$

$$P(y_i = j / x_i) = P(y_i = j / x_i, \text{régime 2})P(\text{régime 2}), \quad j = 1, 2, \dots$$

Formellement, étant donné que y_i est le nombre de jours d'arrêt maladie, $i = 0, 1, 2, 3, \dots$,

- une première équation modélise la probabilité que $y_i = 0$, à l'aide d'un modèle Probit,

- une seconde équation estime l'espérance de y_i , qui peut être estimée soit avec un modèle de Poisson (ZIP) soit avec un modèle binomial négatif (ZINB).

Résultats des estimations du modèle de comptage

Dans le cas qui nous intéresse, la variance est donc très supérieure à la moyenne : la durée moyenne d'arrêt de travail (en incluant également les personnes qui ne s'arrêtent pas) est de 1,6 jour et la variance de 60 jours. Par ailleurs, le nombre d'événements égal à zéro est élevé et paraît excessif par rapport à celui attendu pour ce type de modèle, puisque 89 % des personnes en emploi ont zéro jours d'arrêt de travail.

Comme on l'avait supposé, le modèle binomial négatif est plus adapté aux données que le modèle de Poisson : le test du rapport de vraisemblance permet de rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle il n'y a pas de sur-dispersion ($H_0 : \alpha = 0$) : on se ramène à un modèle de Poisson). De plus, il est possible de tester si une spécification de type « à expansion de zéros » (ZINB) est plus adaptée aux données qu'une spécification à une seule équation (NEGBIN). Le résultat du test de Vuong favorise cette spécification avec zéros par rapport à un modèle standard de comptage (tableau 4).

On a choisi volontairement, en raison de son caractère endogène, de ne pas introduire l'état de santé ressenti comme facteur explicatif dans le modèle de comptage retenu, mais de tenir compte uniquement d'un indicateur plus objectif de l'état de santé (les limitations dans la vie quotidienne). Il en est de même pour le modèle de durée dont les résultats d'estimation sont présentés ci-dessous à titre de comparaison.

1. La fonction LS [-log(survie)] estimée par la méthode de Kaplan- Meier n'est pas linéaire depuis l'origine, on ne peut donc en conclure que la loi exponentielle convient.

2. La fonction LLS [log(-log(survie))] estimée n'est pas linéaire (elle a une forme polynomiale).

Estimation conditionnelle de la probabilité de sortie d'arrêt maladie

Modèle de durée (à hasards proportionnels)	Modèle de Cox	
	Coefficients estimés	Effet sur le hasard (ref=1)
Âge		
<i>Moins de 50 ans</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
50-54 ans	-0,290 ***	0,748
55 ans et plus	-0,306 ***	0,736
Sexe		
Femme	-0,034 *	0,966
<i>Homme</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
Situation familiale		
Ne vit pas en couple	0,128 ***	1,136
<i>Vit en couple</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
Niveau de diplôme		
Sans diplôme	0,023	1,023
<i>Diplôme inférieur au bac (CEP, BEPC, etc.)</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
Baccalauréat	0,068 ***	1,071
Supérieur au baccalauréat	-0,056 *	0,946
Catégorie socio-professionnelle		
Indépendants non agricoles (y.c. prof. Libérales)	0,161 ***	1,174
Cadres	0,315 ***	1,37
Professions intermédiaires	0,173 ***	1,189
Employés	0,003	1,003
<i>Ouvriers</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
Secteur d'activité		
Agriculture :		
A son compte	0,414 ***	1,513
Salaarié agricole	-0,378 ***	0,685
<i>Industrie</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
Construction, BTP	-0,076 **	0,927
Transports, activités financières et activités immobilières	0,011	1,011
Commerce	-0,179 ***	0,836
Services aux entreprises	-0,083 **	0,92
Services aux particuliers	0,103 ***	1,108
Éducation, santé, action sociale	-0,061 **	0,941
Administration	0,090 ***	1,094
Âge au premier emploi		
<i>15 ans ou moins</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
Entre 16 et 20 ans	0,173 ***	1,188
Plus de 20 ans	0,348 ***	1,417
Limitations dans la vie quotidienne		
Connait des limitations dans les activités que les gens font habituellement	-0,486 ***	0,615
<i>N'en connaît pas</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>

Source : enquête décennale Santé 2002-2003, INSEE, exploitation DREES.

Champ : actifs occupés de plus de 15 ans ayant connu un arrêt de travail.

Note : on tient compte ici du fait qu'une partie des données peuvent être censurées (1,6 %). Par ailleurs, bien qu'elle ne soit pas reportée dans le tableau, on a introduit en tant que variable explicative le fait d'avoir été enquêté dans la vague n° 5 (la durée d'enquête y étant significativement plus longue que celle des autres vagues). Le coefficient associé à cette variable ressort comme significativement différent de zéro.

Lecture : pour une caractéristique donnée, la valeur du coefficient mesure l'accélération (coefficient positif) ou le ralentissement (coefficient négatif) de la réalisation de l'événement (la transition), à savoir ici, la sortie de l'arrêt maladie. Par exemple, le fait d'être âgé de plus de 50 ans, plutôt que d'avoir moins de 50 ans, ralentit la sortie de l'arrêt maladie, alors qu'être indépendant plutôt qu'ouvrier accélère la sortie de l'arrêt maladie. La modalité notée « ref » correspond à la situation de référence pour chacun des facteurs considérés. Les coefficients sont significativement différents de zéro au seuil de 1 % (***), 5 % (**) ou 10 % (*) ou, lorsqu'ils ne comportent pas d'astérisques, ils ne sont pas significativement différents de zéro aux seuils usuels listés ci-dessus.