

Les absences au travail : une analyse à partir des données françaises du *Panel européen des ménages*

Sabine Chaupain-Guillot et Olivier Guillot*

D'après les chiffres de la dernière vague d'enquête française du *Panel européen des ménages*, réalisée à l'automne 2001, un salarié sur dix a été au moins un jour absent de son travail, pour raisons de santé ou non, au cours des quatre dernières semaines. Durant la période 1994-2001, cette proportion a peu varié. Les femmes sont un peu plus nombreuses que les hommes à s'absenter. Ce constat vaut pour l'ensemble des absences comme pour les seuls arrêts maladie. Toutefois, s'agissant du nombre d'épisodes de maladie ou du nombre total de jours de maladie au cours des douze derniers mois, il n'y a guère de différence entre hommes et femmes.

Pour analyser les effets des caractéristiques individuelles sur la probabilité d'absence au travail, séparément chez les hommes et chez les femmes, des régressions sur données en coupe (2001) et sur données longitudinales (1998-2001) ont été mises en œuvre. Trois facteurs ont un rôle déterminant : l'état de santé, le degré de satisfaction dans l'emploi et, chez les femmes, les contraintes de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle. Dans le cas des hommes, on observe une relation négative entre le salaire horaire estimé et la probabilité d'avoir été en arrêt maladie, à un moment ou un autre, durant les douze derniers mois. Chez les femmes, en revanche, la probabilité d'absence ne semble guère dépendre du niveau de rémunération.

* Bureau d'économie théorique et appliquée (CNRS, Université Louis-Pasteur – Strasbourg-I et Université Nancy-II)
Les auteurs remercient les rapporteurs anonymes de la revue pour leurs précieuses remarques et suggestions.

Entre 1997 et 2003, les dépenses au titre des indemnités journalières maladie, versées par le régime général, ont augmenté, en moyenne, de 7,6 % par an (Commission des comptes de la Sécurité sociale, 2005 ; Gissler *et al.*, 2003). Aujourd'hui en recul (- 0,6 % en 2004 et - 2 % en 2005) (1), ces dépenses se sont élevées, en 2005, à 5,3 milliards d'euros, soit 5,1 % de l'ensemble des dépenses du régime général de l'Assurance maladie, pour un total de près de 200 millions de journées d'arrêt de travail indemnisées (Cnamts, 2006a).

Différents travaux micro-économétriques se sont intéressés à l'absentéisme au travail et à ses déterminants (Brown et Sessions, 1996, pour une revue de la littérature). À notre connaissance, la plupart de ces travaux ont été menés aux États-Unis (Allen, 1981 et 1984 ; Dunn et Youngblood, 1986 ; Gilleskie, 1998 ; Leigh, 1983, 1985 et 1991 ; Paringer, 1983 ; Vistnes, 1997), en Suède (Andrén, 2001 ; Arai et Skogman Thoursie, 2004 ; Johansson et Brännäs, 1998 ; Johansson et Palme, 1996 et 2002) et au Royaume-Uni (Barmby *et al.*, 1991, 1995 et 2004 ; Bridges et Mumford, 2000). Certaines études ont porté plus particulièrement sur l'impact de l'indemnisation des arrêts de travail pour maladie (Andrén, 2001 ; Barmby *et al.*, 1991 et 1995 ; Johansson et Palme, 1996 et 2002) ; d'autres ont mis l'accent sur les différences de comportement selon le sexe (Bridges et Mumford, 2000 ; Leigh, 1983 ; Paringer, 1983 ; VandenHeuvel et Wooden, 1995 ; Vistnes, 1997).

En France, les études quantitatives sur cette question, conduites à partir de données individuelles, sont relativement peu nombreuses et, pour certaines, déjà anciennes. En effet, parmi les travaux que l'on a pu recenser, plusieurs ont été réalisés au cours des années 1980 : il s'agit de ceux menés par Vlassenko et Willard (1984), Depardieu et Lollivier (1985), Fournier (1989) et Detape (1984). Les trois premières études s'appuient sur les données de l'enquête *Structure des salaires* (Vlassenko et Willard (1984) et Depardieu et Lollivier (1985) exploitant l'enquête de 1978 ; Fournier (1989) celle de 1986). Cette enquête de l'Insee permettait de connaître le nombre de jours d'absence au cours du mois d'octobre et le motif de l'absence pour les salariés du secteur privé. Detape (1984) a, quant à lui, utilisé les données d'une enquête réalisée par le ministère du Travail en avril 1979. Les travaux les plus récents ont été menés par Gissot (1998), Merlière et Vénére (1999), Renaud et Grignon (2004) et Afsa et Givord (2006). Les études de Gissot (1998) et de Merlière et Vénére (1999) ne

fournissent que quelques éléments descriptifs. La première s'intéresse aux caractéristiques des salariés ayant « travaillé moins que d'habitude », notamment pour cause de maladie, au cours de la semaine de référence de l'enquête *Emploi* de mars 1998 ; la seconde, conduite à partir des données de l'*Échantillon permanent des assurés sociaux (Epas)* de la Cnamts, porte sur les arrêts de travail indemnisés en 1997. Autant que l'on puisse en juger, les deux seules études micro-économétriques récentes sont celles que l'on doit à Renaud et Grignon (2004) et Afsa et Givord (2006). En s'appuyant sur les données issues de l'appariement des fichiers de l'*Epas* (relatifs aux années 1995, 1996 et 1997) et de l'enquête *Santé et protection sociale* de 1995, effectuée par le Credes, Renaud et Grignon (2004) ont analysé les effets d'un certain nombre de caractéristiques individuelles sur la probabilité d'arrêt de travail pour maladie ou accident et sur la durée de ces congés. Dans cette étude, les arrêts de travail les plus courts (*i.e.* d'au plus trois jours) n'ont pu être pris en compte, la source utilisée ne renseignant que sur les absences de durée supérieure au délai de carence. Afsa et Givord (2006) ont, quant à eux, centré leur analyse sur le rôle des conditions de travail. Utilisant les données des enquêtes *Emploi* réalisées entre le 1^{er} trimestre 2002 et le 4^e trimestre 2004, ils montrent que, chez les ouvriers du secteur privé, le fait d'avoir des horaires de travail irréguliers est associé à une probabilité d'absence pour maladie significativement plus élevée.

Dans le présent article, c'est à partir des données françaises du *Panel européen des ménages* (cf. encadré 1) que l'on explore la question des déterminants individuels des absences au travail.

Le cadre théorique

Le modèle théorique sous-jacent a été proposé initialement par Allen (1981). Dans ce modèle, qui s'inscrit dans le cadre néoclassique d'arbitrage travail - loisir, l'absentéisme est considéré comme un moyen pour le salarié d'ajuster à la baisse son nombre d'heures de travail, lorsque le temps de travail contractuel est supérieur au volume horaire souhaité. Les absences au travail permettraient « une réallocation du temps en évitant de constantes renégociations du contrat de travail et sans recherche d'un nouvel emploi » (Stephan, 1992).

L'individu est supposé maximiser une fonction d'utilité (dont les deux arguments sont la

1. Source : Cnamts, *Statistiques des dépenses des CPAM*, disponibles sur www.ameli.fr.

LE PANEL EUROPÉEN DES MÉNAGES

Le *Panel européen des ménages* (« *European Community Household Panel* » - ECHP) est une enquête communautaire harmonisée qui fournit des informations transversales et longitudinales comparables sur les conditions de vie des individus et des ménages dans les pays de l'Europe des Quinze (l'emploi, les revenus, le logement, l'éducation et la santé étant les principaux thèmes abordés par cette enquête). Il s'agit d'une enquête à passages répétés, les mêmes ménages ayant été réinterrogés chaque année. Au total, sous la coordination d'Eurostat, huit vagues annuelles ont été réalisées, de 1994 à 2001.

En France, la gestion de l'enquête (collecte et mise en forme des données) a été assurée par l'Insee. La collecte a eu lieu chaque année à l'automne (en octobre ou novembre, dans la plupart des cas). Lors de la première vague, 7 344 ménages (plus de 14 000 individus âgés de 17 ans et plus) ont pu être interrogés. Au fil du temps, toutefois, le nombre de ménages répondants a sensiblement diminué, surtout entre la vague 1 et la vague 2 (passant de 7 344 à 6 722), ainsi qu'entre la vague 3 et la vague 4 (de 6 601 à 6 180). La dernière vague a porté sur 5 343 ménages (environ 10 000 individus de 17 ans et plus).

L'information relative aux absences au travail et périodes de maladie

Le questionnaire individuel du *Panel européen*, centré sur le thème de l'emploi, apporte un certain nombre d'éléments d'information sur les absences au travail et les périodes de maladie.

Lorsque l'individu est actif occupé à la date de l'enquête, on sait si celui-ci a été absent de son travail au cours des quatre dernières semaines, et pendant combien de jours, « *pour raisons de santé ou autres raisons personnelles (sauf vacances)* ». Cette information a été collectée chaque année. Une question posée uniquement en vague 1 permet également de savoir si, au cours de la semaine précédente, l'individu a « *effectué moins d'heures que d'habitude* » et pour quelle raison, la maladie ou l'accident, ainsi que la maternité, figurant parmi les différents items proposés.

Outre l'information ponctuelle sur la situation professionnelle à la date de l'enquête, chacune des huit vagues successives renseigne sur la trajectoire d'activité de l'individu au cours des 12 derniers mois, et notamment sur les périodes de maladie (le calendrier d'activité de la vague 1 portant sur une période plus longue – 21 mois, de janvier 1993 à octobre 1994). Lors des quatre premières vagues, la position vis-à-vis du marché du travail a été observée mois par mois. L'« *absence ou inactivité pour cause de maladie ou maternité* » est l'une des dix-neuf situations qui ont été distinguées (plusieurs situations ayant pu être enregistrées pour un même mois). Le cas échéant, on sait quel a été le nombre de jours d'absence dans le mois considéré. À partir de la vague 5, l'individu a

été invité à reconstituer les différents épisodes de sa trajectoire sur le marché du travail depuis l'enquête précédente, seules les activités dites principales (*i.e.* emploi, chômage, retraite, service national, études initiales et autres situations d'inactivité) étant prises en compte. Pour chacun de ces épisodes, dont les dates exactes de début et de fin ont été recueillies, on dispose d'informations sur la maladie et la maternité. Sont connus, d'une part, le nombre de périodes et le nombre de jours de maladie (au cours de l'épisode), et, d'autre part, le nombre de périodes et le nombre de semaines de maternité. Dans la présente étude, on suppose que les périodes de maladie enregistrées ici correspondent toutes à des arrêts de travail.

Les questions portant sur la satisfaction au travail

Sur la satisfaction au travail, une première question, s'adressant aux seuls actifs ayant un emploi, permet de connaître le degré de satisfaction à l'égard de certaines caractéristiques de l'emploi occupé ; une seconde, posée à l'ensemble des individus âgés de 17 ans et plus, s'intéresse à la satisfaction dans différents domaines de l'existence, dont l'emploi. Ces deux questions ont été formulées de la manière suivante :

- *Pourriez-vous indiquer, sur une échelle allant de 1 (pas satisfait du tout) à 6 (très satisfait), votre degré de satisfaction pour chacun des points suivants ?*
 - *Les revenus que vous tirez de votre travail*
 - *La sécurité de votre emploi*
 - *Votre temps de travail*
 - *Vos horaires de travail (jour, nuit, travail posté, ...)*
 - *Le type d'activité que vous exercez*
 - *Vos conditions de travail*
 - *Le trajet (distance) pour vous rendre à votre lieu de travail »*
- *Pourriez-vous indiquer, sur une échelle allant de 1 (pas satisfait du tout) à 6 (très satisfait), votre degré de satisfaction en ce qui concerne les points suivants ?*
 - *Votre travail ou votre occupation principale*
 - *Votre situation financière*
 - *Votre logement*
 - *Votre santé*
 - *Le temps de loisir dont vous disposez*
 - *Les contacts avec des personnes étrangères à votre ménage*
 - *Votre parcours scolaire, votre formation.*

Le champ de l'étude

Pour l'analyse, ce sont les données les plus récentes du *Panel européen*, à savoir celles de la vague 8 (2001), qui ont essentiellement été utilisées. La première partie de l'étude porte sur l'ensemble des individus (âgés d'au moins 17 ans) exerçant une activité salariée à la date de l'enquête (hors chefs d'entreprise, salariés de



consommation et le temps de loisir, incluant le temps d'absence) sous une contrainte de temps (le temps total disponible étant réparti entre le loisir et le travail marchand) et une contrainte de budget (faisant intervenir le taux de salaire, le taux des indemnités journalières maladie, le temps de travail contractuel, le temps d'absence, les sanctions éventuelles en cas d'absence – qui peuvent se traduire par une moindre probabilité de promotion et par un risque accru de licenciement (Allen, 1981) – ainsi que le revenu non salarial). Les enseignements de ce modèle théorique sont les suivants : le taux d'indemnités journalières, le nombre d'heures de travail fixé contractuellement et le montant des revenus non salariaux sont autant de facteurs susceptibles de jouer positivement sur le temps d'absence ; à l'inverse, un risque de sanction plus élevé est de nature à réduire l'absentéisme. L'impact d'une variation du taux de salaire reste, en revanche, indéterminé (les effets de substitution et de revenu étant de signe opposé) (2).

Ce modèle cherche à expliquer les absences au travail qui peuvent être considérées, au moins dans une certaine mesure, comme résultant d'un choix de l'individu et non pas celles effectivement causées par la maladie. Dans les faits, toutefois, comme le font remarquer Brown et Sessions (1996), les données disponibles ne permettent guère de faire la distinction entre les absences « volontaires » et « involontaires » (3).

Les absences au travail pour raisons de santé ou autres raisons personnelles au cours des quatre dernières semaines

Dans la première partie de cette étude, on s'intéresse aux absences « *pour raisons de santé ou autres raisons personnelles* », telles

qu'elles ont été enregistrées dans le questionnaire individuel de l'enquête (cf. encadré 1), c'est-à-dire sans qu'il soit possible d'opérer une distinction entre les absences liées à la maladie et celles motivées par d'autres raisons, ni d'isoler le cas des femmes en congé de maternité. Ces absences sont celles qui se sont produites au cours des quatre semaines précédant l'enquête.

Un salarié sur dix concerné

Selon la dernière vague du *Panel européen*, réalisée à l'automne 2001, 11,2 % des individus occupant un emploi salarié à la date de l'enquête ont été absents au moins un jour de leur travail au cours des quatre dernières semaines, « *pour raisons de santé ou autres raisons personnelles* ». Cette proportion est sensiblement plus élevée chez les femmes. En effet, 13,6 % des salariées ont été amenées à s'absenter, contre 9,1 % des hommes. Au cours de la période 1994-2001, période couverte par le

2. Dans l'analyse empirique présentée plus loin, le taux de salaire, le temps de travail et le montant des autres revenus ont été retenus comme variables explicatives. En revanche, le Panel européen ne renseignant pas sur ce point, le taux de remplacement du salaire en cas de maladie n'a pu être introduit. Quant au risque de sanction, il n'est pas non plus précisément connu. L'impact de ces deux derniers facteurs a cependant pu être partiellement pris en compte à l'aide des variables relatives au type d'emploi occupé (i.e. le fait de travailler ou non dans le secteur public, d'être en CDI ou non).

3. Des extensions visant à appréhender le lien entre état de santé et absences au travail ont été proposées par plusieurs auteurs. Ainsi, Chatterji et Tilley (2002), tout comme Barmby et al. (1994), ont introduit dans l'analyse un indice de morbidité et ce, en faisant l'hypothèse que la préférence de l'individu pour le loisir est d'autant plus marquée que celui-ci est en moins bonne santé (d'où une probabilité d'absence croissante avec le degré de morbidité). Dans le modèle développé par Afssa et Givord (2006), modèle qui s'inspire des travaux de Grossman (1972) (la santé étant assimilée à un bien durable qui se détériore avec le temps), la durée optimale de l'absence pour maladie est le résultat d'un arbitrage entre la consommation (plus faible durant l'arrêt de travail si le taux d'indemnisation est inférieur à l'unité) et l'« investissement » en santé (le temps d'absence étant considéré comme un facteur de production, au même titre que la dépense de soins).

Encadré 1 (suite)

leur propre entreprise). Dans la seconde partie, où l'on se focalise sur les absences pour cause de maladie, le champ a été restreint à ceux qui ont été actifs occupés au cours des douze derniers mois. L'échantillon provenant de la vague 8 comprend 4 720 salariés, dont 4 320 continûment en emploi au cours des douze derniers mois. Pour les régressions, on a écarté les quelques individus âgés de 60 ans et plus.

L'analyse des absences au travail a également été menée en exploitant la dimension longitudinale de

la source. On s'est appuyé sur les données des vagues 5 à 8 (1998-2001). S'agissant des absences au cours des douze derniers mois, le questionnaire individuel des quatre premières vagues (1994-1997) ne permet pas d'isoler le cas des femmes en congé de maternité. C'est la raison pour laquelle seules les données annuelles des vagues 5 à 8 ont été utilisées. Des précisions sur la constitution des échantillons étudiés peuvent être obtenues auprès des auteurs. On se bornera à signaler ici qu'il s'agit d'échantillons non cylindrés.

panel, la proportion de salariés concernés a peu varié, aussi bien chez les hommes que chez les femmes (cf. tableau 1) (4).

Les salariés qui se sont arrêtés, pour cause de maladie ou non, au cours des quatre dernières semaines, ont été absents en moyenne 11,5 jours (5). La moitié d'entre eux l'ont été, au total, pendant au moins 6 jours, et au moins un sur cinq n'a pas du tout travaillé durant cette période. Les femmes ont tendance à être plus longtemps absentes. Ainsi, le nombre moyen de jours d'absence, parmi les salariées concernées, s'élève à 12,1, contre 10,6 chez les hommes. La proportion d'actifs en arrêt de travail tout au long des quatre dernières semaines pèse fortement sur cette moyenne. Or, les femmes sont un peu plus nombreuses à avoir été ainsi continûment absentes (au moins une sur quatre, parmi les salariées qui se sont arrêtées au moins un jour, contre un homme sur cinq ; cf. graphique I). Si on exclut le cas de ces personnes, l'écart entre les durées moyennes d'absence observées chez les hommes et chez les femmes devient négligeable (6,4 jours vs. 6,7 jours).

Chez les hommes, le taux d'absence varie peu selon l'âge. Tout au plus peut-on noter que les salariés les plus jeunes (*i.e.* ceux qui ont moins de 25 ans) sont un peu moins nombreux que les autres à s'être absentés au cours des quatre dernières semaines. Les femmes entre 25 et 34 ans sont davantage concernées. En particulier, dans la tranche d'âge 25-29 ans, près d'une salariée sur cinq a été absente au moins un jour au cours des quatre dernières semaines. Ces absences sont sans doute principalement liées à la maternité et à la présence de jeunes enfants. À l'inverse, les moins nombreuses à s'être arrêtées sont les actives âgées de 40 à 49 ans (taux d'absence de 10 %).

4. Le questionnaire de la vague 1 (1994) permet également de savoir si l'individu a « effectué moins d'heures que d'habitude » au cours de la semaine précédant l'enquête (hors congé annuel, congé pour convenances personnelles, jour férié ou récupération). À l'automne 1994, 7,7 % des salariés étaient dans ce cas, dont 3,5 % pour cause de maladie ou d'accident. Ces proportions sont très proches de celles observées dans les enquêtes Emploi de mars 1994 (7,1 % et 2,6 %, respectivement) et mars 1995 (7,3 % et 2,9 %) (d'après Gissot, 1998).

5. Le nombre de jours d'absence auto-déclaré varie de 1 à 28. On ignore si les samedis et dimanches inclus dans les périodes d'absence ont été systématiquement comptabilisés ou non (le questionnaire de l'enquête n'apportant aucune précision à ce sujet).

Tableau 1

Proportion de salariés ayant été absents pour raisons de santé ou autres raisons personnelles au cours des quatre dernières semaines

En %

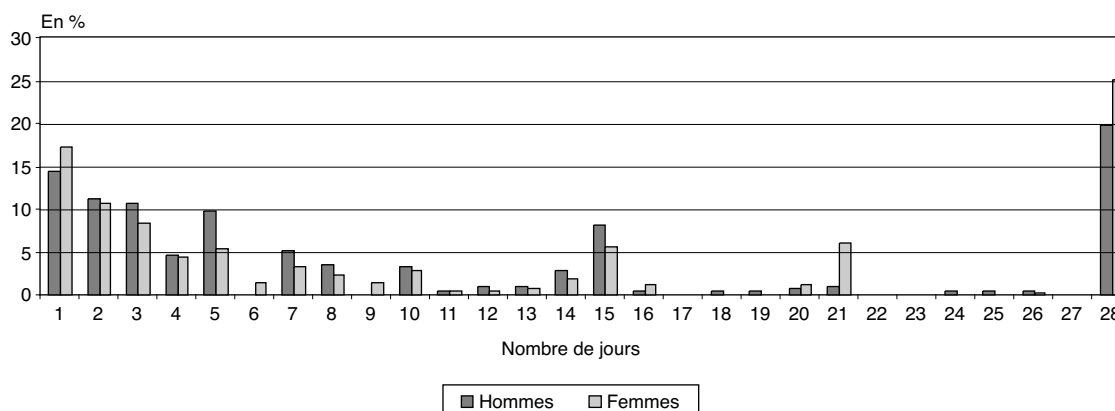
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Hommes	9,6	10,0	8,3	8,7	9,1	9,0	9,2	9,1
Femmes	12,6	11,9	11,2	10,3	12,9	12,6	14,1	13,6
Ensemble	11,0	10,9	9,7	9,5	10,8	10,7	11,5	11,2

Champ : individus exerçant une activité salariée à la date de l'enquête.

Source : Panel européen des ménages, vagues 1 à 8, 1994-2001, Insee (calculs des auteurs).

Graphique I

Nombre de jours d'absence pour raisons de santé ou autres raisons personnelles au cours des quatre dernières semaines



Champ : individus exerçant une activité salariée à la date de l'enquête, absents au moins un jour au cours des quatre dernières semaines.

Source : Panel européen des ménages, vague 8, 2001, Insee (calculs des auteurs).

Les écarts dans le taux d'absence selon les caractéristiques socioprofessionnelles

On pourrait s'attendre à ce que le taux d'absence soit globalement plus élevé chez les salariés travaillant dans le secteur de la construction, compte tenu de la pénibilité des emplois d'ouvriers dans ce secteur et du plus fort risque d'accident (Cnamts, 2006b). Or ceci n'est apparemment pas vérifié (cf. tableau 2). Toutefois, on s'intéresse ici à l'ensemble des

absences motivées par des raisons personnelles (hors vacances), et non pas aux seuls arrêts de travail pour cause de maladie ou d'accident. En outre, bien qu'il faille considérer ce résultat avec prudence (en raison de la faiblesse des effectifs), c'est bien parmi les salariés du secteur de la construction que l'on observe la durée moyenne d'absence la plus longue (de l'ordre de 15 jours, parmi ceux qui se sont absentés au moins un jour).

Chez les femmes, les salariées du secteur public sont proportionnellement plus nombreuses à avoir été absentes au moins un jour, « pour raisons de santé ou autres raisons personnelles », au cours des quatre dernières semaines : 16,2 % d'entre elles sont dans ce cas, contre 12,1 % des salariées du privé. Dans le cas des hommes, en revanche, les taux d'absence des salariés du secteur public et du privé ne sont pas significativement différents.

L'examen des taux d'absence par catégorie socioprofessionnelle révèle que, chez les hommes, les ouvriers sont plus concernés que les cadres. En effet, 11,4 % des ouvriers se sont absentés, contre seulement 5,6 % des cadres. Ce résultat avait déjà été mis en évidence, pour le cas français, dans les études menées au cours des années 1980 (Vlassenko et Willard, 1984 ; Depardieu et Lollivier, 1985 ; Fournier, 1989). Le taux d'absence des ouvriers non qualifiés n'est que très légèrement supérieur à celui des ouvriers qualifiés. Chez les femmes, c'est parmi les employées des services directs aux particuliers, et non pas parmi les cadres, que la proportion de salariées ayant interrompu leur activité durant au moins un jour au cours des quatre dernières semaines est la plus faible (7,8 %). Quant aux ouvrières, il n'apparaît pas qu'elles se soient plus absentes que les cadres.

Le taux d'absence semble peu lié à l'ancienneté. Dans le cas des femmes, toutefois, les absences ont été nettement moins fréquentes parmi les salariées arrivées dans l'entreprise depuis moins d'un an (6,3 % contre 14,6 %, en moyenne, chez les autres salariées). Cette constatation est à rapprocher de celle que l'on peut faire à propos du type de contrat de travail, les salariées en CDD s'étant un peu moins absentes, en moyenne, que les titulaires d'un CDI (les taux observés étant de 10,5 % et 14 %, respectivement). Chez les hommes, les salariés travaillant en CDD ne sont pas moins nombreux que ceux en CDI à avoir été absents, à un moment ou à un autre, au cours des quatre dernières semaines.

Tableau 2
Taux d'absence au cours des quatre dernières semaines, pour raisons de santé ou autres raisons personnelles, selon les caractéristiques de l'emploi occupé

	En %	
	Hommes	Femmes
Secteur d'activité		
Agriculture	(1)	(1)
Industrie	10,4	10,4
Construction	8,6	(1)
Tertiaire	8,7	14,5
Caractère public ou privé de l'établissement		
Salarié du secteur public	9,2	16,2
Salarié du secteur privé	9,0	12,1
Profession		
Cadre	5,6	13,5
Profession intermédiaire	7,6	14,4
Employé	9,6	13,3
dont		
Employé de la fonction publique	12,7	15,6
Employé administratif d'entreprise	(1)	13,3
Employé de commerce	(1)	16,8
Employé des services directs aux particuliers	(1)	7,8
Ouvrier	11,4	13,7
dont		
Ouvrier qualifié	11,3	(1)
Ouvrier non qualifié	11,8	13,0
Ancienneté		
Moins de 1 an	7,2	6,3
1 à 5 ans	9,9	16,5
5 à 10 ans	9,6	15,8
10 à 20 ans	8,5	13,6
20 ans ou plus	9,5	12,7
Type de contrat de travail		
CDI	9,0	14,0
CDD	9,3	10,5
Temps de travail		
Temps plein	9,2	13,3
Temps partiel	(1)	14,7
dont		
Temps partiel « choisi »	(1)	15,9
Temps partiel « subi »	(1)	11,4
Ensemble	9,1	13,6
1. Effectifs insuffisants (moins de 100 individus).		

Champ : individus exerçant une activité salariée à la date de l'enquête.

Source : Panel européen des ménages, vague 8, 2001, Insee (calculs des auteurs).

Le taux d'absence des femmes qui travaillent à temps partiel n'est pas significativement différent de celui des actives à temps plein. Celles qui ont déclaré, à la date de l'enquête, « *souhaiter travailler davantage* », pour lesquelles le temps partiel peut ainsi être qualifié de « *subi* », se distinguent toutefois de celles qui ne désirent pas accroître leur durée de travail. Les premières sont, en effet, moins nombreuses à s'être absentes. Ces salariées sont plus souvent en CDD (un quart d'entre elles étant dans ce cas, contre moins de 10 % des autres salariées à temps partiel) et l'emploi qu'elles occupent est plus fréquemment un temps partiel « court » (la proportion de salariées travaillant au plus 15 heures par semaine étant deux fois plus élevée parmi ces femmes).

Satisfaction au travail et absences

Les salariés qui ne sont « *pas satisfaits du tout* » ou « *pas satisfaits* » de leur emploi (6) se sont davantage absentes au cours des quatre dernières semaines, « *pour raisons de santé ou autres raisons personnelles* », que ceux qui se disent « *satisfaits* ». Ce constat vaut pour les deux sexes (cf. tableau 3). Un quart des salariées portant ainsi le jugement le plus négatif sur leur activité professionnelle ont été absentes au moins un jour, contre 12,5 % des salariées « *satisfaites* ». Pour les hommes, ces taux s'élèvent respectivement à 18,3 % et 7,4 %. Les femmes ayant déclaré n'être « *pas très satisfaites* » de leur emploi (9 % des salariées) ont également un plus fort taux d'absence (21,1 %).

Le taux d'absence tend à décroître avec le degré de satisfaction pour chacun de ces différents aspects que sont la rémunération, la sécurité de

Tableau 3
Taux d'absence au cours des quatre dernières semaines, pour raisons de santé ou autres raisons personnelles, selon le degré de satisfaction dans l'emploi

	Hommes	Femmes
Pas satisfait du tout ou pas satisfait	18,3	25,2
Pas très satisfait	8,4	21,1
Assez satisfait	10,1	11,0
Satisfait	7,4	12,5
Très satisfait	8,1	17,2
Ensemble	9,1	13,6

Champ : individus exerçant une activité salariée à la date de l'enquête.

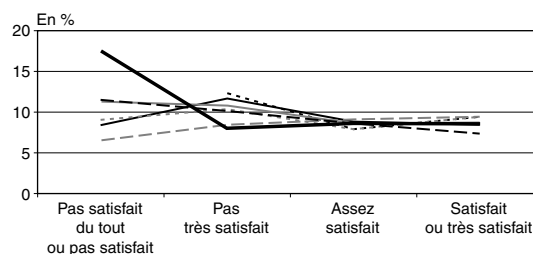
Source : Panel européen des ménages, vague 8, 2001, Insee (calculs des auteurs).

l'emploi, le temps de travail, les horaires, le type d'activité, les conditions de travail et le trajet domicile-travail (cf. graphique II). C'est parmi les salariés les plus mécontents de leurs conditions de travail (*i.e.* ceux qui ont indiqué n'être « *pas satisfaits du tout* » ou « *pas satisfaits* » sur ce point) que l'on relève les taux d'absence les plus élevés (17,5 % chez les hommes ; 29,4 % chez les femmes).

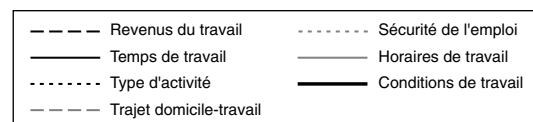
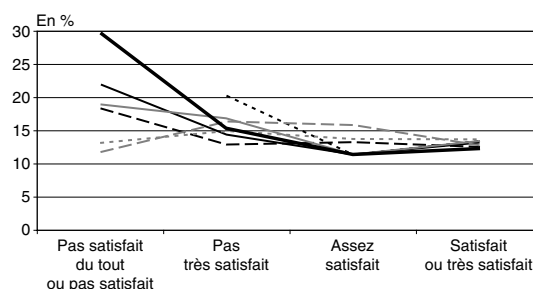
6. Environ 5 % des individus, hommes ou femmes, sont dans ce cas (sur l'indicateur de satisfaction générale au travail, cf. encadré 1).

Graphique II
Taux d'absence au cours des quatre dernières semaines, pour raisons de santé ou autres raisons personnelles, selon le degré de satisfaction à l'égard de certaines caractéristiques de l'emploi occupé

A. Hommes



B. Femmes



Lecture : en raison de la faiblesse des effectifs, les modalités « pas satisfait du tout », « pas satisfait » et « pas très satisfait » d'une part et « satisfait » et « très satisfait » d'autre part ont été regroupées pour la courbe décrivant le type d'activité.

Champ : individus exerçant une activité salariée à la date de l'enquête.

Source : Panel européen des ménages, vague 8, 2001, Insee (calculs des auteurs).

LES RÉGRESSIONS UTILISÉES

Les régressions sur données en coupe

Pour analyser les absences au travail à partir des données de la vague 8 (2001) du *Panel européen*, deux types de régressions ont été utilisées : des régressions de type *Logit* dichotomique, d'une part, et des régressions de type *Logit* polytomique ordonné, d'autre part (Greene, 2003).

Les régressions de type *Logit* dichotomique sont de la forme :

$$\text{Log} \left[\frac{\text{Pr}(Y_i = 1)}{1 - \text{Pr}(Y_i = 1)} \right] = X_i \beta$$

où Y_i désigne la variable dépendante, prenant ici la valeur 1 lorsque l'individu i a été absent de son travail au cours des quatre dernières semaines (0 dans le cas contraire), X_i est le vecteur des variables explicatives et β le vecteur des paramètres correspondants (à estimer). La probabilité d'absence est donnée par :

$$\text{Pr}(Y_i = 1 | X_i) = \frac{\exp(X_i \beta)}{1 + \exp(X_i \beta)}$$

La variable dépendante des régressions de type *Logit* polytomique ordonné est une variable discrète à trois modalités : 0 si l'individu n'a connu aucun jour de maladie au cours des douze derniers mois, 1 si la durée cumulée des épisodes de maladie est comprise entre 1 et 29 jours et 2 si cette durée est d'au moins 30 jours.

On suppose qu'il existe une variable latente (non observée) Y_i^* , définie par la relation suivante :

$$Y_i^* = X_i \beta + \varepsilon_i$$

le terme d'erreur, ε_i , étant distribué selon une loi logistique, de moyenne nulle. On a :

$$Y_i = 0 \text{ si } Y_i^* \leq 0$$

$$Y_i = 1 \text{ si } 0 < Y_i^* \leq \mu_1$$

$$Y_i = 2 \text{ si } Y_i^* > \mu_1$$

où μ_1 est un paramètre de seuil (à estimer). Les probabilités correspondantes s'écrivent :

$$\text{Pr}(Y_i = 0 | X_i) = \Lambda(-X_i \beta)$$

$$\text{Pr}(Y_i = 1 | X_i) = \Lambda(\mu_1 - X_i \beta) - \Lambda(-X_i \beta)$$

$$\text{Pr}(Y_i = 2 | X_i) = 1 - \Lambda(\mu_1 - X_i \beta)$$

où Λ désigne la fonction de répartition de la loi logistique.

Ces régressions de type *Logit* ont été estimées par la méthode du maximum de vraisemblance (à l'aide du logiciel *Limdep*).

Les régressions sur données de panel

Afin de prendre en compte l'hétérogénéité non observée, on a également estimé, sur les données des vagues 5 à 8 (1998-2001) du *Panel européen*, des régressions de type *Logit* à effets fixes et *Probit* à effets aléatoires (Maddala, 1987).

Selon le cas (absences « pour raisons de santé ou autres raisons personnelles » / absences liées à la maladie), la variable dépendante (notée Y_{it}) prend la valeur 1 lorsque l'individu i a été au moins un jour absent de son travail au cours des quatre semaines ou au cours des douze mois précédant l'enquête réalisée à l'automne de l'année t (0 sinon).

Dans les régressions de type *Logit* à effets fixes, la probabilité d'absence s'écrit :

$$\text{Pr}(Y_{it} = 1 | X_{it}, \alpha_i) = \frac{\exp(X_{it} \beta + \alpha_i)}{1 + \exp(X_{it} \beta + \alpha_i)}$$

où α_i est une constante propre à chaque individu.

Comme le nombre d'années d'observation, T , est petit ($T \leq 4$), c'est la méthode du maximum de vraisemblance conditionnel (Chamberlain, 1980) qui a été utilisée pour l'estimation. Cette méthode permet d'obtenir des estimateurs convergents des paramètres β sans qu'il soit nécessaire d'estimer les α_i (Lollivier, 2001, p. 135).

Dans le cas des régressions de type *Probit* à effets aléatoires, on pose :

$$Y_{it}^* = X_{it} \beta + \varepsilon_{it}$$

$$Y_{it} = 1 \text{ si } Y_{it}^* > 0 \\ 0 \text{ sinon}$$

avec

$$\varepsilon_{it} = u_i + v_{it}$$

$$v_{it} \rightarrow N(0,1) \text{ et } u_i \rightarrow N(0, \sigma_u^2)$$

où u_i désigne l'effet individuel aléatoire, constant au cours du temps. Les termes u_i et v_{it} sont supposés indépendants et non corrélés aux caractéristiques observées X_{it} . Par suite, on a :

$$\text{Var}(\varepsilon_{it}) = \sigma_u^2 + 1$$

avec

$$\text{Corr}(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is}) = \rho = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + 1} \quad (t \neq s)$$

Le coefficient ρ mesure la part de la variance totale du terme d'erreur due à l'hétérogénéité non obser-



L'impact des caractéristiques individuelles sur la probabilité d'absence des hommes

Le fait pour un salarié d'avoir été ou non absent de son travail au cours des quatre dernières semaines, « pour raisons de santé ou autres raisons personnelles », a été analysé à l'aide d'un ensemble de régressions logistiques et de type *Probit* (cf. encadré 2). Dans un premier temps, ce sont des régressions logistiques simples, s'appuyant sur les données de la vague 8 (2001) du *Panel européen*, qui ont été mises en œuvre. Puis la dimension longitudinale de l'enquête a été exploitée. Afin de déceler d'éventuelles différences de comportement, ces régressions ont été estimées séparément pour les hommes et pour les femmes (7).

Chez les hommes, dans les régressions logistiques sur données en coupe, le degré de gêne lié à l'existence d'une maladie chronique ou d'un handicap et la satisfaction au travail (seconde variable synthétique) (8) sont les seules variables à s'être révélées significatives au seuil de 5 % (cf. tableau 4 et encadré 3).

Les salariés déclarant souffrir d'une gêne sévère ont, comme on pouvait s'y attendre, une plus forte probabilité d'avoir été absents de leur travail pour « raisons de santé ou autres raisons personnelles » au cours des quatre dernières semaines, toutes choses égales par ailleurs. Il en va de même, mais dans une moindre mesure, pour ceux dont la gêne est jugée par eux-mêmes plus légère. La probabilité d'absence chez les salariés les plus affectés est supérieure de 21 points à celle des individus qui ne rencon-

7. L'analyse a d'abord été menée sur l'ensemble de l'échantillon (hommes et femmes) en introduisant, parmi les variables explicatives, une indicatrice de sexe (résultats non reproduits dans le présent article). Cette indicatrice s'est révélée significative : toutes choses égales par ailleurs, les femmes ont une plus forte probabilité d'absence que les hommes (et ce, que l'on s'intéresse aux absences pour raisons personnelles, prises globalement, ou aux seuls arrêts maladie). Pour déterminer si les effets des autres facteurs varient ou non selon le sexe, on a choisi d'estimer des modèles distincts pour les hommes et pour les femmes plutôt que de devoir incorporer, dans ces régressions portant sur l'ensemble des salariés, de nombreuses variables croisées.

8. Deux variables synthétiques de satisfaction ont successivement été utilisées ici : une combinaison linéaire des variables de satisfaction professionnelle (obtenue à partir d'une analyse en composantes principales - ACP) et l'indicateur de satisfaction générale au travail, directement disponible dans l'enquête.

Encadré 2 (suite)

vée (cf. Greene, 2003, pp. 689-694, pour la procédure d'estimation).

Les régressions de type *Probit* trivarié

Pour tenir compte de la possible endogénéité de certains régresseurs, on a mis en œuvre des régressions de type *Probit* trivarié (Greene, 2003, pp. 710-719). Ces régressions s'écrivent :

$$Y_{1i} = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{1i}^* = X_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i} > 0 \\ 0 & \text{si } Y_{1i}^* = X_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i} \leq 0 \end{cases}$$

$$Y_{2i} = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{2i}^* = X_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i} > 0 \\ 0 & \text{si } Y_{2i}^* = X_{2i}\beta_2 + \varepsilon_{2i} \leq 0 \end{cases}$$

$$Y_{3i} = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{3i}^* = X_{3i}\beta_3 + \gamma_1 Y_{1i} + \gamma_2 Y_{2i} + \varepsilon_{3i} > 0 \\ 0 & \text{si } Y_{3i}^* = X_{3i}\beta_3 + \gamma_1 Y_{1i} + \gamma_2 Y_{2i} + \varepsilon_{3i} \leq 0 \end{cases}$$

avec

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \\ \varepsilon_{3i} \end{pmatrix} \rightarrow N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{12} & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & 1 \end{pmatrix} \right]$$

La variable Y_{1i} prend la valeur 1 lorsque l'individu i a déclaré être gêné dans ses activités quotidiennes par

une maladie chronique ou un handicap, qu'il s'agisse d'une gêne jugée « sévère » ou « légère » (0 sinon). La variable Y_{2i} est codée 1 lorsque celui-ci a indiqué n'être « pas satisfait du tout », « pas satisfait » ou « pas très satisfait » de son emploi (0 sinon). Quant à la variable Y_{3i} , elle est égale à 1 si le salarié a été au moins un jour absent de son travail (au cours des quatre dernières semaines ou au cours des douze derniers mois, selon le cas) (0 sinon).

Pour l'identification des paramètres de ces régressions de type *Probit* trivarié, il semble préférable qu'au moins une des variables explicatives de la gêne quotidienne et de l'insatisfaction au travail n'apparaisse pas dans l'équation d'absence. Les variables utilisées ici comme « instruments » sont l'âge et le type de commune de résidence. Le fait d'être âgé de 50 ans ou plus est un facteur qui joue positivement sur la probabilité d'être gêné par une maladie chronique ou un handicap. De même, chez les hommes comme chez les femmes, le fait de résider dans une unité urbaine de 100 000 habitants ou plus est associé à une probabilité d'insatisfaction professionnelle significativement plus élevée. En revanche, ces deux caractéristiques n'ont pas d'effet significatif sur la probabilité d'absence.

Ces régressions (s'appuyant sur les données empilées des vagues 5 à 8 du panel) ont été estimées par maximisation de la vraisemblance simulée, en utilisant l'algorithme de Geweke-Hajivassiliou-Keane dit GHK (Greene, 2003, pp. 932-933).

Tableau 4

Analyse des absences pour raisons de santé ou autres raisons personnelles : paramètres estimés des régressions logistiques

	Variable dépendante : 1 si absence au cours des quatre dernières semaines, 0 sinon			
	Hommes		Femmes	
	Régression 1	Régression 2	Régression 1	Régression 2
Constante	- 0,394	- 0,391	- 3,396 ***	- 3,501 ***
Âge				
Moins de 30 ans	0,223	0,234	0,342	0,332
30 à 49 ans	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
50 ans ou plus	- 0,071	- 0,094	0,161	0,202
Indice de masse corporelle				
<i>Moins de 25</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
De 25 à 29,9	0,278 *	0,301 *	0,112	0,156
30 ou plus	- 0,016	- 0,026	- 0,113	- 0,038
Information manquante	- 0,523	- 0,495	0,301	0,411
Gêne dans les activités quotidiennes (due à une maladie chronique, un handicap)				
<i>Aucune</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Légère	0,717 ***	0,717 ***	0,963 ***	0,981 ***
Sévère	1,674 ***	1,652 ***	1,871 ***	1,798 ***
Fume quotidiennement (ou a fumé quotidiennement)	0,298 *	0,286 *	0,305 **	0,298 **
Complémentaire santé (mutuelle ou assurance)	0,232	0,245	0,170	0,184
Nombre d'enfants à charge (de moins de 18 ans) / âge du plus jeune enfant				
<i>Aucun enfant</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : < 3 ans	0,304	0,315	1,364 ***	1,398 ***
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 3 à 5 ans	0,428	0,422	0,565 **	0,561 **
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 6 à 11 ans	0,048	0,027	0,000	- 0,020
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : ≥ 12 ans	0,085	0,071	- 0,101	- 0,117
État matrimonial / revenu du ménage, hors gains d'activité de l'individu				
Ne vit pas en couple	- 0,475 *	- 0,502 *	0,042	0,057
<i>En couple – revenu : 1^{er} quartile</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
En couple – revenu : 2 ^e quartile	- 0,304	- 0,299	- 0,593 **	- 0,582 **
En couple – revenu : 3 ^e quartile	- 0,178	- 0,164	- 0,175	- 0,155
En couple – revenu : 4 ^e quartile	0,034	0,061	- 0,528 **	- 0,542 **
Logarithme du salaire horaire estimé	- 0,579	- 0,608 *	0,160	0,167
Secteur d'activité / caractère public ou privé de l'établissement				
Industrie (ou agriculture)	0,155	0,144	- 0,245	- 0,232
Construction	- 0,195	- 0,178		
<i>Tertiaire – salarié du secteur privé</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Tertiaire – salarié du secteur public	0,277	0,240	0,336 **	0,323 **
Information manquante	- 0,794	- 0,901	- 0,124	- 0,116
Travail à temps partiel	- 0,803	- 0,822		
Temps de travail				
<i>Temps plein</i>			<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Temps partiel – ≤ 20 h			- 0,295	- 0,296
Temps partiel – > 20 h			0,252	0,304
Type de contrat / responsabilités d'encadrement				
<i>CDI – pas de responsabilités d'encadrement</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
CDI – responsabilités d'encadrement	- 0,321 *	- 0,317 *	0,221	0,232
CDD	- 0,082	- 0,018	- 0,301	- 0,314
Degré de satisfaction au travail				
– variable synthétique issue de l'analyse des données	- 5,856 *		- 7,266 ***	
– variable synthétique directement disponible dans l'enquête				
Pas satisfait du tout ou pas satisfait		0,866 ***		0,771 ***

Tableau 4 (suite)

	Variable dépendante : 1 si absence au cours des quatre dernières semaines, 0 sinon			
	Hommes		Femmes	
	Régression 1	Régression 2	Régression 1	Régression 2
Pas très satisfait		- 0,116		0,636 ***
Assez satisfait		0,221		- 0,193
Satisfait		Réf.		Réf.
Très satisfait		0,011		0,181
Activité professionnelle secondaire	0,444	0,485	0,159	0,096
Autres activités (représentation d'une association / soins à une personne malade, handicapée ou âgée)	0,195	0,203	0,057	0,053
Type de commune				
Commune rurale	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Unité urbaine de moins de 100 000 habitants	- 0,058	- 0,073	0,150	0,149
Unité urbaine de 100 000 habitants ou plus	- 0,340 *	- 0,341 *	0,144	0,106
Logarithme de la vraisemblance	- 623,82	- 620,52	- 698,25	- 692,86
Pseudo-R ² de McFadden	0,071	0,076	0,093	0,100
Moyenne de la variable dépendante	0,090	0,090	0,137	0,137
Nombre d'observations	2 215	2 215	1 925	1 925

Lecture : un coefficient de signe positif (resp. négatif), statistiquement significatif, indique que l'on est en présence d'un facteur qui accroît (resp. réduit), par rapport à la modalité de référence, la probabilité d'avoir été absent de son travail pour raisons de santé ou autres raisons personnelles au cours des quatre dernières semaines. Les seuils de significativité sont respectivement égaux à 1 % (***), 5 % (**) et 10 % (*).

Champ : salariés (âgés de moins de 60 ans).

Source : Panel européen des ménages, vague 8, 2001, Insee (calculs des auteurs).

Encadré 3

LES VARIABLES PRISES EN COMPTE DANS L'ANALYSE

Dans les régressions portant sur les absences « pour raisons de santé ou autres raisons personnelles » et dans celles ayant trait aux seuls arrêts maladie, les mêmes variables ont été prises en compte :

- des caractéristiques personnelles de l'individu : l'âge, l'état matrimonial, le fait d'être couvert ou non par une assurance complémentaire maladie, ainsi que plusieurs variables relatives à l'état de santé ou potentiellement liées à l'état de santé (l'indice de masse corporelle - IMC, le degré de gêne dans les activités quotidiennes causé par une maladie chronique ou un handicap, et le fait de fumer quotidiennement, ou d'avoir fumé quotidiennement, ou non) ;
- le taux de salaire de l'individu estimé par régression (dans le cas des femmes, c'est la procédure en deux étapes de Heckman (1979) qui a été utilisée ; les résultats de l'estimation des équations de salaire, non reproduits ici, sont disponibles auprès des auteurs) et le niveau de ressources du ménage (hors gains d'activité de l'individu) ;
- un ensemble de variables décrivant l'emploi occupé : le secteur d'activité, le caractère public ou privé de l'établissement, le fait de travailler à temps partiel ou non, le type de contrat (CDI / CDD) et l'exercice éventuel de responsabilités d'encadrement ;
- le degré de satisfaction dans l'emploi ;
- des variables ayant trait à l'utilisation du temps « hors travail » (ou, plus précisément, du temps qui n'est pas

consacré à l'activité professionnelle principale) : la présence d'enfants à charge (de moins de 18 ans) et l'âge du plus jeune enfant (variables destinées à appréhender le rôle éventuel des contraintes de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle), l'existence ou non d'une activité secondaire (rémunérée) et le fait d'exercer ou non des responsabilités au sein d'une association et/ou de s'occuper ou non (à titre bénévole) d'une personne malade, handicapée ou âgée ;

- une variable d'environnement, à savoir le type de commune de résidence (commune rurale, unité urbaine de moins de 100 000 habitants ou unité urbaine de plus de 100 000 habitants).

S'agissant de la satisfaction au travail, ce sont deux variables synthétiques qui ont successivement été introduites : la première a été créée à partir d'une analyse en composantes principales (ACP) portant sur les sept variables du *Panel européen* décrivant le degré de satisfaction à l'égard des caractéristiques de l'emploi occupé (les résultats - disponibles auprès des auteurs - font apparaître, pour les deux sexes, une corrélation positive entre les sept variables de satisfaction ; le premier axe de l'ACP, qui correspond à cette première variable synthétique, résume près de 40 % de l'information initiale) ; la seconde, directement issue du questionnaire individuel de l'enquête, indique quel est le degré de satisfaction générale du salarié quant à son emploi (les modalités « pas satisfait du tout » et « pas satisfait » ont été regroupées). →

trent aucune gêne dans leurs activités quotidiennes (catégorie de référence) (9).

Le coefficient estimé de la première des deux variables synthétiques de satisfaction - celle issue de l'ACP - présente le signe attendu : c'est bien une relation négative qui est observée entre le degré de satisfaction dans l'emploi et la probabilité d'absence, toutes choses égales par ailleurs. Toutefois, cette relation n'est significative qu'au seuil de 10 %. S'agissant de la seconde variable de satisfaction, les résultats montrent que les salariés qui ne sont « *pas satisfaits du tout* » ou « *pas satisfaits* » de leur emploi ont une plus forte probabilité d'avoir été absents au cours des quatre dernières semaines que ceux qui se disent « *satisfaits* ». L'effet estimé, significatif au seuil de 5 %, est loin d'être négligeable. Dans ce cas de figure, en effet, la probabilité d'absence est de 9 points plus élevée (probabilité de 0,17, contre 0,08 lorsque le salarié est « *satisfait* »). Ce résultat rejoint les conclusions des études menées par Drago et Wooden (1992) (à partir des données d'une enquête réalisée auprès de salariés dans les quatre pays suivants : Australie, Canada, Nouvelle-Zélande et États-Unis), VandenHeuvel et Wooden (1995) (à partir de données australiennes) et Frick et Malo (2005) (sur la base d'un échantillon de salariés européens, issu de l'*Enquête européenne sur les conditions de travail* de 2000 - douze pays, dont la France, étant pris en compte).

D'autres variables apparaissent significatives, mais au seuil de 10 % seulement. Ainsi, la probabilité d'absence au travail est un peu plus forte pour les salariés qui sont en surpoids (IMC compris entre 25 et 30) et ceux qui fument (ou ont fumé) quotidiennement, traduisant sans

doute l'incidence de problèmes de santé (10). Parmi les caractéristiques de l'emploi occupé, ni le secteur d'activité, ni l'appartenance au secteur public (dans le cas des salariés du tertiaire) ne semblent être des éléments déterminants. En revanche, les salariés exerçant des responsabilités d'encadrement ont moins tendance à s'absenter, toutes choses égales par ailleurs. Le taux de salaire estimé paraît également jouer négativement. L'effet de ce dernier facteur n'est toutefois significatif - au seuil de 10 % - que dans une seule des deux régressions estimées.

L'impact des caractéristiques individuelles sur la probabilité d'absence des femmes

Chez les femmes, les variables significatives au seuil de 5 % sont les suivantes : le degré de gêne causé par une maladie chronique ou un handicap, le fait de fumer (ou d'avoir fumé) quotidiennement, la présence de jeunes enfants à charge, le montant des autres revenus du ménage, le fait de travailler dans le secteur public et la satisfaction retirée de l'emploi (cf. tableau 4).

Sans surprise, les salariées déclarant être gênées dans leurs activités quotidiennes par une mala-

9. L'effet marginal d'une variable indicatrice X_{jk} sur $P_i = \Pr(Y_i = 1)$, la probabilité d'absence, a été calculé en prenant la moyenne des écarts de probabilité (ΔP) estimés pour chaque individu i (avec $\Delta P_i = (P_i | X_{jk} = 1) - (P_i | X_{jk} = 0)$). Ce sont les résultats de la régression où figure la seconde variable de satisfaction (régression 2) qui ont été pris en compte ici.

10. Les études de Leigh (1983) et Vistnes (1997), menées à partir de données américaines, concluent également à l'existence d'un lien significatif entre le fait de fumer et la probabilité d'absence au travail, mais dans le cas des femmes uniquement. De même, d'après les résultats de ces deux études, le fait d'être obèse (qui ne semble pas jouer ici, l'indicatrice « IMC supérieur ou égal à 30 » n'étant significative dans aucune des régressions) ne serait associé à un risque d'absence plus élevé que chez les femmes.

Encadré 3 (suite)

Pour appréhender l'impact de l'état de santé, on a donc choisi d'inclure parmi les variables explicatives, outre l'IMC de l'individu et le fait qu'il fume (ou a fumé) quotidiennement ou non, le degré de gêne lié à l'existence d'une maladie chronique ou d'un handicap. L'utilisation de cet indicateur subjectif est sans doute discutable, certains salariés ayant pu déclarer être gênés (sévèrement ou non) dans leur vie quotidienne parce que souffrant d'une maladie chronique qui les contraint à de fréquents arrêts de travail. En outre, se pose ici la question du biais de « justification » (Tessier et Wolff, 2005), l'individu pouvant mettre en avant l'existence d'une telle gêne pour justifier le fait qu'il a été absent de son travail à plusieurs reprises ou durablement au cours des quatre dernières semaines (d'où une possible surestimation de l'impact réel de ces problèmes de santé).

La prise en compte du degré de satisfaction vis-à-vis de l'emploi peut également prêter à discussion. L'insatisfaction au travail est considérée ici comme un élément explicatif de l'absence. Or, l'hypothèse d'un lien de causalité allant dans les deux sens ne doit pas être écartée. En effet, un salarié ayant été amené à s'arrêter à cause d'une maladie ou d'un accident lié à l'exercice de son activité professionnelle aura sans doute davantage tendance à porter un jugement négatif sur ses conditions de travail.

C'est pour tenir compte de l'éventuelle endogénéité de ces variables ayant trait aux gênes dans la vie quotidienne et à la satisfaction dans l'emploi que des régressions de type *Probit* trivarié ont été mises en œuvre (cf. encadré 2).

die chronique ou un handicap sont plus susceptibles d'avoir été absentes de leur travail au cours des quatre dernières semaines, l'impact de ce facteur étant plus marqué que chez les hommes (probabilité de 29 points plus élevée pour les salariées souffrant d'une gêne sévère). Si le fait d'être obèse ou en surpoids n'a pas d'effet significatif, fumer (ou avoir fumé) quotidiennement, comme pour les hommes, est également associé à une probabilité d'absence plus élevée.

Autre facteur important : la présence de jeunes enfants. En effet, les mères de jeunes enfants ont une plus forte probabilité d'avoir été absentes au moins un jour au cours des quatre dernières semaines (non seulement par rapport à la catégorie de référence, *i.e.* aux femmes qui n'ont pas d'enfant à charge, mais également par rapport à celles dont les enfants sont plus âgés), toutes choses égales par ailleurs. Ce sont principalement les salariées ayant un (ou plusieurs) enfant(s) de moins de 3 ans qui sont concernées ici (leur probabilité d'absence au travail étant supérieure de 20 points à celle de la catégorie de référence). Pour les mères dont le plus jeune enfant est âgé de 3 à 5 ans, les absences sont également plus probables (+ 6 points). Cette probabilité d'absence plus élevée pour les salariées ayant de jeunes enfants à charge peut certes s'expliquer en partie par le fait qu'un certain nombre d'entre elles se sont trouvées en congé de maternité au cours de la période considérée (les absences pour ce motif n'ayant pu, dans cette analyse, être distinguées de celles causées par la maladie). Mais c'est sans doute aussi le rôle des contraintes de conciliation entre vie familiale et vie professionnelle qui est mis en évidence ici : nécessité de rester auprès d'un enfant malade, absence de solution de garde en cas de grève scolaire, etc. Les travaux empiriques de Bridges et Mumford (2000), Johansson et Palme (1996), Leigh (1983 et 1991) et Vistnes (1997) montrent également que les mères de jeunes enfants ont davantage tendance à s'absenter. VandenHeuvel et Wooden (1995), en revanche, ont obtenu un effet non significatif.

Deux des trois indicatrices relatives au niveau de ressources du ménage (hors gains d'activité de l'individu) se sont révélées significatives. Pour les salariées en couple vivant dans les ménages les plus aisés (dernier quartile de la distribution), ainsi que pour celles qui appartiennent à des ménages dont le revenu mensuel se situe dans le deuxième quartile, la probabilité d'absence au travail est moins élevée (les salariées du premier quartile constituant la catégorie de référence). Le niveau de revenu du ménage ne

semble donc pas jouer dans le sens attendu : en effet, dans le cadre du modèle théorique proposé par Allen (1981), c'est l'hypothèse d'un impact positif sur l'absentéisme qui pouvait être avancée (cf. *supra*). La plus faible probabilité d'absence des salariées appartenant aux ménages les plus aisés est peut-être liée au fait que ces femmes font davantage appel aux services (rémunérés) de proximité pour la garde des jeunes enfants (11), ainsi que pour les tâches domestiques (Flipo et Olier, 1998), ce qui leur permet sans doute de parvenir à un équilibre plus satisfaisant entre travail et vie personnelle ou/et familiale.

Contrairement à ce qui est observé chez les hommes, les salariées qui travaillent dans le secteur public ont une probabilité plus élevée d'avoir été absentes au cours des quatre dernières semaines. Le maintien intégral du salaire et un risque de sanction, en cas d'abus, vraisemblablement plus faible que dans le secteur privé ont sans doute pour conséquence de rendre les absences au travail moins coûteuses, en moyenne, et par là même plus probables pour ces salariées. Cependant, cet effet est de faible ampleur : la probabilité d'absence est supérieure d'environ quatre points à celle des salariées du tertiaire privé. Dans l'étude que l'on doit à Leontaridi et Ward (2002), réalisée à partir de données issues de l'*International Social Survey Programme* de 1997, portant sur quinze pays de l'OCDE, dont la France, ainsi que dans celle menée par Frick et Malo (2005), un écart significatif dans la probabilité d'absence entre secteur public et secteur privé a également été mis en évidence.

Dans le cas des femmes, la première des deux variables de satisfaction est significative au seuil de 1 %. Comme chez les hommes, c'est l'effet attendu qui est observé : toutes choses égales par ailleurs, lorsque la satisfaction dans l'emploi s'accroît, la probabilité d'absence diminue. De même, d'après les résultats de la régression où figure la seconde variable de satisfaction, les salariées déclarant n'être « *pas satisfaites du tout* » ou « *pas satisfaites* » de leur emploi sont plus susceptibles d'avoir été absentes au cours des quatre dernières semaines (la probabilité d'absence au travail pour ces femmes étant supérieure de 10 points à celle de la catégorie de référence, *i.e.* à celle des salariées se disant « *satisfaites* »). Les salariées qui ne sont « *pas*

11. Ainsi, chez celles d'entre elles qui ont au moins un enfant de moins de 6 ans, le taux de recours aux services de garde payants (observé dans l'enquête, en 2001) est de 67,1 %, contre 50,8 % parmi les mères de jeunes enfants appartenant au premier quartile.

très satisfaites » sont également caractérisées par une probabilité d'absence significativement plus élevée (+ 8 points).

Enfin, il est intéressant de souligner que, chez les femmes, le taux de salaire n'a pas d'effet significatif sur la probabilité d'absence.

La prise en compte de l'hétérogénéité individuelle non observée

Après avoir procédé à une analyse en coupe (à partir de l'échantillon issu de la vague 8), on s'est appuyé sur les données annuelles des vagues 5 à 8 (1998-2001) du *Panel européen*. En exploitant ici la dimension longitudinale de l'enquête, on a cherché à tenir compte de l'impact des caractéristiques individuelles non observées (telles que la motivation, le sens de l'effort, etc.). La variable dépendante prend la valeur 1 lorsque le salarié a été au moins un jour absent au cours des quatre semaines précédant l'enquête réalisée à l'automne de l'année t et la valeur 0 dans le cas contraire.

D'après les résultats des régressions de type *Probit* à effets aléatoires (cf. encadré 2), les variables significatives au seuil de 5 % sont un peu plus nombreuses que dans l'analyse menée à partir des données de la vague 8 (cf. tableau 5) (12). Ainsi, chez les hommes, quatre variables sont associées ici à une probabilité d'absence au travail plus élevée : l'existence d'une couverture maladie complémentaire, la présence de jeunes enfants (l'impact de cette variable étant cependant moins marqué que chez les femmes), le fait de travailler dans le secteur public et le fait d'exercer des responsabilités au sein d'une association et/ou de s'occuper d'une personne malade, handicapée ou âgée. Chez les femmes, les salariées les plus jeunes (*i.e.* de moins de 30 ans) sont plus susceptibles d'avoir été absentes au cours des quatre dernières semaines. Le fait d'être en surpoids semble également jouer positive-

12. Pour ne pas alourdir le texte, on présente uniquement les résultats obtenus en introduisant, parmi les régresseurs, la seconde des deux variables relatives au degré de satisfaction dans l'emploi (*i.e.* la variable en classes, directement issue du questionnaire).

Tableau 5
Analyse des absences pour raisons de santé ou autres raisons personnelles : paramètres estimés des régressions de type *Logit* à effets fixes et *Probit* à effets aléatoires

	Variable dépendante : 1 si absence au cours des quatre dernières semaines, 0 sinon			
	Hommes		Femmes	
	<i>Logit</i> à effets fixes	<i>Probit</i> à effets aléatoires	<i>Logit</i> à effets fixes	<i>Probit</i> à effets aléatoires
Constante		- 0,627		- 1,717 ***
Âge				
Moins de 30 ans	- 0,216	0,021	- 0,104	0,216 ***
De 30 à 49 ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
50 ans ou plus	- 0,615 *	- 0,056	- 0,147	- 0,065
Indice de masse corporelle				
Moins de 25	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
De 25 à 29,9	0,051	0,061	0,254	0,141 **
30 ou plus	- 0,295	0,162 *	0,210	0,020
Information manquante				0,345
Gêne dans les activités quotidiennes (due à une maladie chronique, un handicap)				
Aucune	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Légère	0,633 ***	0,421 ***	0,505 ***	0,487 ***
Sévère	1,606 ***	1,038 ***	1,287 ***	1,028 ***
Fume quotidiennement (ou a fumé quotidiennement)	0,483	0,103 *	- 0,342	0,162 ***
Complémentaire santé (mutuelle ou assurance)	0,309 *	0,120 **	0,041	0,096 *
Nombre d'enfants à charge (de moins de 18 ans) / âge du plus jeune enfant				
Aucun enfant	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : moins de 3 ans	0,626 **	0,278 ***	0,036	0,579 ***
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : de 3 à 5 ans	0,483	0,262 ***	0,038	0,325 ***
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : de 6 à 11 ans	- 0,106	0,011	- 0,042	0,062
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 12 ans ou plus	- 0,037	- 0,022	- 0,248	- 0,057

ment. À l'inverse, les salariées dont la durée hebdomadaire de travail est d'au plus 20 heures auraient moins tendance à s'absenter (peut-être parce qu'un temps partiel « court » est de nature à faciliter l'articulation entre activité professionnelle et responsabilités familiales

ou/et sociales). Il en va de même pour les salariées en CDD. Enfin, comme chez les hommes, exercer des responsabilités au sein d'une association et/ou s'occuper d'une personne dépendante est un facteur qui accroît la probabilité d'absence.

Tableau 5 (suite)

	Variable dépendante : 1 si absence au cours des quatre dernières semaines, 0 sinon			
	Hommes		Femmes	
	Logit à effets fixes	Probit à effets aléatoires	Logit à effets fixes	Probit à effets aléatoires
État matrimonial / revenu du ménage, hors gains d'activité de l'individu				
Ne vit pas en couple	0,247	0,008	0,151	- 0,015
<i>En couple – revenu : 1^{er} quartile</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
En couple – revenu : 2 ^e quartile	0,058	- 0,004	0,146	- 0,045
En couple – revenu : 3 ^e quartile	0,158	0,022	0,149	- 0,020
En couple – revenu : 4 ^e quartile	0,405	0,009	- 0,014	- 0,164 *
Logarithme du salaire horaire estimé		- 0,349 ***		- 0,012
Secteur d'activité / caractère public ou privé de l'établissement				
Industrie (ou agriculture)	0,247	0,079	- 0,973	- 0,025
Construction	0,228	0,103		
<i>Tertiaire – salarié du secteur privé</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Tertiaire – salarié du secteur public	- 0,973	0,212 ***	0,430	0,147 **
Information manquante		0,139		- 0,117
Travail à temps partiel	- 0,539	- 0,055		
Temps de travail				
<i>Temps plein</i>			<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Temps partiel – ≤ 20 h			- 1,088 ***	- 0,287 ***
Temps partiel – > 20 h			- 0,443 *	0,017
Type de contrat / responsabilités d'encadrement				
<i>CDI – pas de responsabilités d'encadrement</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
CDI – responsabilités d'encadrement	- 0,152	- 0,096 *	0,249	0,035
CDD	0,352	- 0,081	- 0,660 **	- 0,315 ***
Degré de satisfaction au travail				
Pas satisfait du tout ou pas satisfait	0,695 ***	0,297 ***	0,740 ***	0,398 ***
Pas très satisfait	0,268	0,141 *	0,654 ***	0,293 ***
Assez satisfait	0,119	0,071	0,040	0,008
<i>Satisfait</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Très satisfait	- 0,106	0,021	- 0,016	0,022
Activité professionnelle secondaire	- 0,379	0,136	- 0,157	- 0,017
Autres activités (représentation d'une association / soins à une personne malade, handicapée ou âgée)	0,801 ***	0,331 ***	0,356 *	0,143 **
Type de commune				
<i>Commune rurale</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Unité urbaine de moins de 100 000 habitants	- 0,147	0,021	- 0,256	0,077
Unité urbaine de 100 000 habitants ou plus	- 0,075	- 0,025	0,540	0,071
ρ		0,197 ***		0,202 ***
Logarithme de la vraisemblance	- 719,4	- 2 233,6	- 819,3	- 2 402,6
Nombre d'observations	2 105	7 927	2 347	6 705
Nombre d'individus	576	2 275	648	1 917

Lecture : un coefficient de signe positif (resp. négatif), statistiquement significatif, indique que l'on est en présence d'un facteur qui accroît (resp. réduit), par rapport à la modalité de référence, la probabilité d'avoir été absent de son travail pour raisons de santé ou autres raisons personnelles au cours des quatre dernières semaines. Les seuils de significativité sont respectivement égaux à 1 % (***), 5 % (**) et 10 % (*).

Champ : salariés (âgés de moins de 60 ans).

Source : Panel européen des ménages, vagues 5 à 8, 1998-2001, Insee (calculs des auteurs).

Dans ces régressions, le degré de gêne dans les activités quotidiennes a un impact estimé nettement plus faible que dans les régressions en coupe (l'écart de probabilité, dans le cas d'une gêne sévère, étant de 14 points chez les hommes et de 18 points chez les femmes, contre 21 et 29 points, respectivement, d'après les résultats s'appuyant sur les seules données de 2001). Quant au paramètre ρ , il est significatif, aussi bien chez les hommes que chez les femmes. La valeur estimée de ρ est de 0,197 pour les hommes et de 0,202 pour les femmes. Autrement dit, dans les deux sous-populations, la part de la variance totale du terme d'erreur due à l'hétérogénéité non observée est d'environ un cinquième.

Dans les régressions logistiques à effets fixes, outre le degré de gêne lié à l'existence d'une maladie chronique ou d'un handicap, les variables qui se sont révélées significatives au seuil de 5 % sont les suivantes : chez les hommes, la présence d'un (ou plusieurs) enfant(s) de moins de 3 ans et le fait d'exercer des responsabilités associatives et/ou de s'occuper d'une personne dépendante ; chez les femmes, le fait de travailler au plus 20 heures par semaine et le type de contrat (13). Les résultats obtenus ici doivent toutefois être interprétés avec prudence. En effet, ces régressions s'appuient sur des effets beaucoup plus restreints que les précédentes (14), ce qui peut expliquer la non-significativité de certains coefficients.

Gêne dans les activités quotidiennes, insatisfaction au travail et absence

La dernière phase de l'analyse a consisté à prendre en compte l'éventuelle endogénéité des variables ayant trait aux gênes dans la vie quotidienne et à la satisfaction dans l'emploi. Les liens significatifs mis en évidence plus haut pourraient, en effet, être essentiellement dus à l'existence de caractéristiques inobservées jouant à la fois sur le degré de gêne ou sur la satisfaction professionnelle (selon le cas) et sur la probabilité d'absence. Pour explorer cette question, on a procédé à l'estimation de régressions de type *Probit* trivarié (cf. encadré 2), permettant d'expliquer simultanément le fait d'être gêné dans ses activités quotidiennes, le fait d'être insatisfait de son emploi et l'absence au travail. Ce sont les données empilées des vagues 5 à 8 (1998-2001) du panel qui ont été utilisées ici (15).

Les résultats montrent que les salariés (hommes et femmes) âgés d'au moins 50 ans ont

une plus forte probabilité d'être gênés par une maladie chronique ou un handicap (cf. annexe, tableau A). Il en va de même pour ceux qui sont obèses et, chez les hommes uniquement, ceux qui fument (ou ont fumé) quotidiennement. À l'inverse, pour les individus en couple appartenant aux ménages les plus aisés (dernier quartile de la distribution), cette probabilité est plus faible, l'effet estimé n'étant toutefois significatif que chez les hommes.

Les salariés travaillant dans le secteur public sont moins susceptibles d'être insatisfaits de leur emploi. Ce constat vaut pour les hommes comme pour les femmes. La probabilité de porter un jugement négatif sur l'emploi occupé est également plus faible pour ceux (en CDI) qui exercent des responsabilités d'encadrement. À en juger d'après ces résultats, le salaire horaire n'a pas d'effet significatif sur l'insatisfaction. En revanche, chez les femmes en couple tout au moins, le niveau de revenu du ménage (hors gains d'activité de l'individu) semble jouer négativement. Trois facteurs sont, à l'inverse, associés à une probabilité d'insatisfaction au travail significativement plus élevée : l'exercice d'une activité à temps partiel, le fait d'être en CDD (uniquement chez les femmes) et le fait de résider dans une unité urbaine de 100 000 habitants ou plus.

La variable ayant trait aux gênes dans la vie quotidienne ne s'est révélée significative, dans l'équation expliquant l'absence au travail, que chez les hommes. À l'inverse, l'indicatrice d'insatisfaction au travail n'est significative que chez les femmes. Dans les deux cas, c'est un effet positif sur la probabilité d'absence qui est mis en évidence. Le coefficient de corrélation entre les résidus des équations de gêne et d'insatisfaction au travail (ρ_{12}) est significativement différent de zéro (la valeur estimée de ρ_{12} étant de 0,207 chez les hommes et de 0,199 chez les femmes). Les deux autres coefficients de corrélation (ρ_{13} [gêne dans les activités quotidiennes et absence] et ρ_{23} [insatisfaction au travail

13. Le taux de salaire, considéré ici comme constant au cours du temps (les corrélations entre les salaires estimés aux quatre dates d'enquête étant proches de 1), n'a pas été introduit dans ces régressions.

14. La méthode d'estimation utilisée (à savoir la méthode du maximum de vraisemblance conditionnel) conduit à exclure de l'analyse tous les individus pour lesquels la variable dépendante est toujours égale à 0 ou toujours égale à 1. L'échantillon effectivement retenu ne comprend que 1 224 salariés (576 hommes et 648 femmes).

15. Il n'était guère envisageable, pour cette estimation, de s'appuyer sur les seules données issues de la vague 8, le nombre d'individus pour lesquels les trois variables dépendantes prennent simultanément la valeur 1 étant extrêmement faible.

et absence]), en revanche, sont non significatifs (cf. annexe, tableau A). La non-significativité de ρ_{13} et ρ_{23} laisse à penser que le problème de l'endogénéité des variables relatives aux gênes quotidiennes et au degré de satisfaction, dans les régressions expliquant les absences, ne se pose pas de manière aussi aiguë que ce qu'on pouvait craindre. Il faut toutefois rester prudent dans l'interprétation de ces résultats. En effet, chez les femmes, le coefficient estimé de l'indicatrice de gêne et le coefficient ρ_{13} sont tous deux non significatifs, ce qui pourrait indiquer que subsiste ici un problème d'identification (Monfardini et Radice, 2006). Il en va de même chez les hommes, s'agissant de l'insatisfaction au travail (le paramètre associé à cette variable et le coefficient ρ_{23} étant non significatifs) (16).

Les absences au travail pour cause de maladie au cours des douze derniers mois

Les résultats qui viennent d'être présentés portent sur l'ensemble des absences « pour raisons personnelles » (i.e. que ces absences soient liées à la maladie ou non). Dans cette seconde partie, l'analyse est centrée sur les arrêts de travail pour cause de maladie (cf. encadré 1), le champ étant restreint aux salariés qui ont été actifs occupés tout au long des douze derniers mois. Pour les femmes, l'enquête a permis ici de faire la distinction entre les périodes de maladie et les périodes de maternité, les premières étant seules prises en compte.

Des durées de maladie assez voisines pour les hommes et les femmes

Parmi les personnes qui exerçaient une activité salariée à l'automne 2001 et ont été continûment en emploi au cours des douze derniers mois, 12,7 % ont connu une (ou plusieurs) période(s) de maladie. Comme dans le cas des absences « pour raisons de santé ou autres raisons personnelles », les femmes sont un peu plus nombreuses que les hommes à avoir été amenées à interrompre leur activité : 14,4 % contre 11,1 % des hommes.

Le plus souvent (dans plus de 70 % des cas), un seul épisode de maladie a été recensé (cf. tableau 6). Seulement 9 % des salariés concernés se sont trouvés en arrêt de travail à au moins trois reprises au cours de l'intervalle

de temps considéré. La durée cumulée moyenne des épisodes de maladie successifs, parmi les salariés ayant été absents à un moment ou à un autre, est de 56 jours. Si l'on écarte les congés de maladie de 6 mois ou plus, cette durée tombe à 35 jours.

Qu'il s'agisse du nombre d'épisodes de maladie ou du nombre total de jours de maladie, il n'y a guère de différence selon le sexe (cf. tableaux 6 et 7). La proportion de salariés ayant connu plus d'une période de maladie, parmi ceux qui se sont arrêtés au moins une fois, est certes un peu plus élevée chez les femmes (29,4 % contre 22,6 % chez les hommes), mais cet écart n'est significatif qu'au seuil de 10 %. Par ailleurs, les femmes sont à peu près aussi nombreuses que les hommes à ne s'être arrêtées qu'au plus 15 jours au cours des douze derniers mois (plus d'un tiers des cas, parmi les salariés absents à un

16. Ces estimations ont été réalisées en excluant de l'équation d'absence l'âge et le type de commune de résidence (cf. encadré 2). Nos tentatives pour trouver d'autres « instruments » sont restées infructueuses.

Tableau 6
Nombre de périodes de maladie au cours des douze derniers mois

En %

Nombre de périodes	Hommes	Femmes	Ensemble
1	77,4	70,6	73,8
2	15,4	18,8	17,2
3	4,1	4,6	4,4
4	1,3	3,0	2,2
5 et plus	1,8	3,0	2,4
Total	100	100	100

Champ : individus exerçant une activité salariée à la date de l'enquête, ayant été actifs occupés au cours des douze derniers mois, absents au moins une fois pour cause de maladie.
Source : Panel européen des ménages, vague 8, 2001, Insee (calculs des auteurs).

Tableau 7
Nombre total de jours de maladie au cours des douze derniers mois

En %

Nombre total de jours de maladie au cours des douze derniers mois	Hommes	Femmes	Ensemble
De 1 à 15 jours	38,9	35,9	37,3
De 16 à 30 jours	21,4	24,8	23,2
De 31 à 60 jours	19,1	15,2	17,0
De 61 à 90 jours	7,7	6,1	6,9
Plus de 90 jours	12,9	18,0	15,6
Total	100	100	100

Champ : individus exerçant une activité salariée à la date de l'enquête, ayant été actifs occupés au cours des douze derniers mois, absents au moins une fois pour cause de maladie.
Source : Panel européen des ménages, vague 8, 2001, Insee (calculs des auteurs).

moment ou à un autre). Quant aux durées cumulées moyennes de maladie (59,5 jours pour les femmes, contre 52,2 jours pour les hommes), elles ne sont pas significativement différentes.

L'écart de taux d'absence pour maladie entre ouvriers et cadres : plus marqué chez les hommes

Les ouvriers sont proportionnellement plus nombreux que les cadres à avoir connu au moins une période de maladie au cours des douze derniers mois (cf. tableau 8). Si ce constat vaut pour les hommes et les femmes, l'écart entre les taux d'absence pour maladie de ces deux catégories de salariés est plus net chez les hommes (14,8 % des ouvriers ayant été en arrêt de travail à un moment ou à un autre, contre 5,9 % des cadres). Chez les femmes, les catégories ayant les plus forts taux d'absence sont les employées de commerce et celles de la fonction publique. Dans ces professions, en effet, une salariée sur cinq s'est arrêtée pour maladie au cours des douze derniers mois.

Si les employées de la fonction publique semblent davantage concernées, le taux d'absence pour maladie chez les salariées du secteur public, dans leur ensemble, n'est pas significativement différent de celui observé parmi les salariées du privé. Il en va de même pour ce qui est du nombre total de jours de maladie : en moyenne, les femmes travaillant dans le secteur public ne sont pas restées plus longtemps absentes que les autres. Dans le cas des hommes, la proportion d'actifs qui se sont arrêtés au moins une fois, au cours des douze derniers mois, est même un peu plus élevée chez les salariés du secteur privé (l'écart étant significatif au seuil de 10 %), ce qui tient sans doute au fait que la part des ouvriers (plus nombreux à s'absenter pour raisons de santé) est bien plus importante dans le secteur privé que dans le public.

Les femmes salariées en CDD ou à temps partiel « subi » ont des taux d'absence pour maladie plus faibles, ce qui rejoint les conclusions de l'analyse précédente. S'agissant de l'incidence du degré de satisfaction dans l'emploi, les résultats vont également dans le même sens que ceux déjà mis en évidence. La proportion d'arrêts de travail est, en effet, plus élevée parmi les salariés (hommes et femmes) ayant déclaré n'être « pas satisfaits du tout » ou « pas satisfaits » de leur emploi que parmi ceux qui se disent « satisfaits » (les taux observés étant de 20,7 % et 10 % chez les hommes et de 21,7 % et 12,7 %

chez les femmes). En prenant en compte, non plus l'indicateur de satisfaction générale, mais le degré de satisfaction à l'égard de chacune des principales caractéristiques de l'emploi occupé (rémunération, horaires, etc.), le constat est identique. Les plus insatisfaits sur tel ou tel aspect (sauf, chez les hommes, en ce qui concerne le trajet domicile-travail) ont été plus nombreux à interrompre leur activité au cours des douze derniers mois que les « satisfaits » (ou « très satisfaits ») ; et la proportion d'arrêts de tra-

Tableau 8
Proportion de salariés ayant connu au moins une période de maladie au cours des douze derniers mois, selon les caractéristiques de l'emploi occupé

En %

	Hommes	Femmes
Secteur d'activité		
Agriculture	(1)	(1)
Industrie	11,7	11,2
Construction	14,2	(1)
Tertiaire	10,3	15,2
Caractère public ou privé de l'établissement		
Salarié du secteur public	9,3	15,7
Salarié du secteur privé	11,8	13,6
Profession		
Cadre	5,9	10,1
Profession intermédiaire	9,0	15,0
Employé	10,8	15,2
dont		
<i>Employé de la fonction publique</i>	12,4	19,2
<i>Employé administratif d'entreprise</i>	(1)	12,2
<i>Employé de commerce</i>	(1)	20,6
<i>Employé des services directs aux particuliers</i>	(1)	11,0
Ouvrier	14,8	14,1
dont		
<i>Ouvrier qualifié</i>	15,9	(1)
<i>Ouvrier non qualifié</i>	11,8	15,0
Ancienneté		
Moins de 1 an	11,5	7,8
1 à 5 ans	10,2	13,2
5 à 10 ans	12,3	15,4
10 à 20 ans	11,2	13,9
20 ans ou plus	11,2	17,4
Type de contrat de travail		
CDI	11,4	14,8
CDD	7,6	9,3
Temps de travail		
Temps plein	11,3	13,8
Temps partiel	(1)	16,3
dont		
<i>Temps partiel « choisi »</i>	(1)	18,0
<i>Temps partiel « subi »</i>	(1)	11,7
Ensemble	11,1	14,4

1. Effectifs insuffisants (moins de 100 individus).

Champ : individus exerçant une activité salariée à la date de l'enquête, ayant été actifs occupés au cours des douze derniers mois.

Source : Panel européen des ménages, vague 8, 2001, Insee (calculs des auteurs).

vail est plus forte, là encore, parmi les salariés qui portent le jugement le plus négatif sur leurs conditions de travail (de l'ordre de 20 % chez les hommes et 25 % chez les femmes).

Les déterminants individuels des absences liées à la maladie : le cas des hommes

Pour analyser les absences liées à la maladie, on a utilisé, dans un premier temps, des régressions logistiques ordonnées (cf. encadré 2) (17). La variable expliquée est le nombre total de jours de maladie. Trois cas de figure sont distingués : aucun jour de maladie au cours des douze derniers mois, de 1 à 29 jours, 30 jours ou plus. Les régresseurs sont les mêmes que pour l'analyse portant sur les absences au cours des quatre dernières semaines. Les estimations ont été effectuées sur les données de la vague 8 (2001) du *Panel européen*, et ce, comme précédemment, séparément pour les hommes et pour les femmes.

Chez les hommes, le degré de gêne dans les activités quotidiennes (causé par une maladie chronique ou un handicap) est, là encore, un élément déterminant (cf. tableau 9). L'impact d'une gêne jugée légère est plus marqué que dans les régressions présentées plus haut, ce qui n'est pas très surprenant, puisque l'on s'intéresse ici aux seules absences liées à la maladie. La probabilité que les salariés concernés aient été absents au moins un jour pour cause de maladie, au cours des douze derniers mois, est supérieure de 13 points à celle de la catégorie de référence (18). Plus précisément, les résultats indiquent que ces salariés ont une probabilité d'avoir connu au total entre 1 et 29 jours de maladie qui excède de 6 points celle des individus ne rencontrant aucune gêne, et une probabilité de s'être arrêtés au moins 30 jours de 7 points plus élevée. Cette dernière probabilité est encore plus forte (+ 10 points) pour les salariés qui souffrent d'une gêne sévère.

Les variables potentiellement liées à l'état de santé sont également significatives. L'excès de poids (IMC compris entre 25 et 30) et le fait de fumer (ou d'avoir fumé) quotidiennement sont deux caractéristiques associées à une probabilité d'arrêt de travail significativement plus élevée, ce qui rejoint les conclusions de l'analyse précédente. Autre facteur qui semble jouer positivement : le fait d'être couvert par une complémentaire maladie. S'agissant de cette dernière variable, un doute subsiste quant au sens de la causalité. Le fait de cotiser à une mutuelle ou

assurance complémentaire peut certes, dans une certaine mesure, inciter à recourir davantage au système de soins (ce qui pourrait se traduire, pour le salarié, par des arrêts de travail plus fréquents). Mais il se peut également que les personnes en moins bonne santé que les autres (qui sont donc plus souvent amenés à s'arrêter, toutes choses égales par ailleurs) aient une plus forte probabilité d'avoir souscrit à une complémentaire santé.

À l'inverse, les résultats montrent que les individus exerçant des responsabilités d'encadrement ont de plus grandes chances de ne pas s'être arrêtés au cours des douze derniers mois. De même, la relation entre niveau de salaire et absences liées à la maladie est négative. La valeur estimée de l'élasticité de la probabilité d'arrêt de travail par rapport au taux de salaire (19) est de - 0,82 (cette élasticité étant un peu plus élevée, en valeur absolue, dans le cas des arrêts maladie d'une durée cumulée d'au moins 30 jours : - 0,87 contre - 0,77 pour les arrêts de moins de 30 jours). L'interprétation en termes d'effet de substitution dominant ne peut seule être retenue ici. En effet, ce que l'on appréhende, de manière indirecte, c'est sans doute aussi l'incidence de la profession exercée. Dans la littérature, certaines études concluent, comme dans le cas présent, à l'existence d'une relation négative entre salaire et absences (Allen, 1981 et 1984 ; Barmby *et al.*, 1995 et 2004 ; Dunn et Youngblood, 1986 ; Leigh, 1983 ; Winkelmann, 1999) ; d'autres travaux font apparaître un effet non significatif (Bridges et Mumford, 2000 ; Leigh, 1985 et 1991 ; Vistnes, 1997).

Les salariés qui ne sont « *pas satisfaits du tout* » ou « *pas satisfaits* » de leur emploi ont une probabilité significativement plus élevée d'avoir été absents pour cause de maladie au cours des douze derniers mois. L'écart de probabilité, par rapport à la catégorie de référence (*i.e.* aux salariés se disant « *satisfaits* »), est de 6 points. Quant à l'autre variable synthétique de satisfaction, comme dans l'analyse précédente, elle n'est significative qu'au seuil de 10 %, une relation inverse entre le degré de satisfaction dans l'emploi et la probabilité d'absence étant, là encore, observée.

17. Des régressions de type Tobit ont également été estimées. Les résultats (disponibles auprès des auteurs) sont très proches de ceux que l'on présente ici.

18. Là encore, pour le calcul des effets marginaux, on s'est fondé sur les résultats de la régression où figure la seconde variable de satisfaction (régression 2).

19. L'élasticité a été calculée pour chaque salarié *i* en faisant varier de 1 % le taux de salaire individuel (et sur la base des autres caractéristiques *X*). La valeur fournie ici correspond à la moyenne de ces élasticités individuelles.

Les déterminants individuels des absences liées à la maladie : le cas des femmes

Chez les femmes, l'impact de l'état de santé est de nouveau, et comme attendu, clairement mis en évidence (cf. tableau 9). Ainsi, les femmes déclarant être gênées dans leurs activités quotidiennes, en raison de l'existence d'un handicap ou d'une maladie chronique, ont une plus forte probabilité d'avoir été en arrêt de travail, à un moment ou à un autre, au cours des douze derniers mois. Par rapport à la situation de référence, cette probabilité est de 12 points plus élevée dans le cas d'une gêne jugée légère et de 42 points plus élevée lorsqu'il s'agit d'une gêne sévère, l'impact d'une gêne sévère sur la probabilité d'avoir connu au total au moins 30 jours de maladie étant particulièrement marqué (+ 28 points). De même, les salariées qui présentent une surcharge pondérale sont plus susceptibles de s'être arrêtées au cours des douze derniers mois. C'est aussi le cas pour celles qui fument (ou ont fumé) quotidiennement.

L'analyse précédente a permis de souligner le rôle, chez les femmes, des contraintes de conciliation entre charges familiales et activité professionnelle. Les résultats portant sur les absences liées à la maladie vont dans le même sens. Pour les salariées ayant un (ou plusieurs) enfant(s) de moins de 3 ans, ainsi que pour celles dont le benjamin est un peu plus âgé (3 à 5 ans), la

probabilité d'arrêt de travail est, en effet, significativement plus élevée (de 13 points et de 10 points, respectivement).

La première des deux variables mesurant la satisfaction dans l'emploi s'est également révélée significative. Comme pour les hommes, on observe une relation négative entre le degré de satisfaction et la probabilité d'avoir été en arrêt de travail, à un moment ou à un autre, au cours des douze derniers mois. Cette constatation rejoint celle qui a pu être faite plus haut. La seconde variable de satisfaction, en revanche, n'a pas d'impact significatif (au seuil de 5 %) : les salariées qui ne sont « *pas satisfaites du tout* » ou « *pas satisfaites* » de leur emploi n'ont pas, semble-t-il, plus tendance à s'arrêter, toutes choses égales par ailleurs, que celles qui se disent « *satisfaites* ».

Autre variable significative dans ces régressions logistiques : le fait d'être en CDD, qui joue négativement (par rapport à la situation de référence, où l'emploi occupé est un CDI, sans responsabilités d'encadrement). Frick et Malo (2005), ainsi que Renaud et Grignon (2004), à partir de régressions portant sur les salariés des deux sexes, aboutissent à un résultat similaire. Une moins bonne indemnisation des jours d'absence (par l'employeur) explique peut-être, en partie tout au moins, que les arrêts de travail soient moins probables dans ce cas de figure. Il se pour-

Tableau 9
Analyse des absences pour cause de maladie :
paramètres estimés des régressions logistiques ordonnées

	Variable dépendante : nombre total de jours de maladie au cours des douze derniers mois 0 : aucun jour ; 1 : 1 à 29 jours ; 2 : 30 jours ou plus			
	Hommes		Femmes	
	Régression 1	Régression 2	Régression 1	Régression 2
Constante	0,753	0,810	- 0,751	- 0,742
Âge				
Moins de 30 ans	- 0,094	- 0,068	0,187	0,178
30 à 49 ans	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
50 ans ou plus	0,144	0,124	0,282	0,304
Indice de masse corporelle				
Moins de 25	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
25 à 29,9	0,364 **	0,368 **	0,395 **	0,420 **
30 ou plus	0,339	0,339	0,311	0,372
Information manquante	- 0,483	- 0,440	0,175	0,300
Gêne dans les activités quotidiennes (due à une maladie chronique, un handicap)				
Aucune	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Légère	1,089 ***	1,118 ***	0,843 ***	0,872 ***
Sévère	1,391 ***	1,380 ***	2,298 ***	2,295 ***
Fume quotidiennement (ou a fumé quotidiennement)	0,421 ***	0,424 ***	0,388 ***	0,382 ***
Complémentaire santé (mutuelle ou assurance)	0,359 **	0,365 **	0,133	0,134

Tableau 9 (suite)

	Variable dépendante : nombre total de jours de maladie au cours des douze derniers mois 0 : aucun jour ; 1 : 1 à 29 jours ; 2 : 30 jours ou plus			
	Hommes		Femmes	
	Régression 1	Régression 2	Régression 1	Régression 2
Nombre d'enfants à charge (de moins de 18 ans) / âge du plus jeune enfant				
<i>Aucun enfant</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : moins de 3 ans	0,168	0,187	0,971 ***	0,970 ***
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 3 à 5 ans	0,357	0,359	0,777 ***	0,786 ***
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 6 à 11 ans	0,315	0,312	0,082	0,083
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 12 ans ou plus	0,015	0,014	0,159	0,142
État matrimonial / revenu du ménage, hors gains d'activité de l'individu				
Ne vit pas en couple	0,026	0,013	0,257	0,271
<i>En couple – revenu : 1^{er} quartile</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
En couple – revenu : 2 ^e quartile	0,083	0,097	0,161	0,164
En couple – revenu : 3 ^e quartile	- 0,224	- 0,194	- 0,030	- 0,015
En couple – revenu : 4 ^e quartile	- 0,080	- 0,044	- 0,158	- 0,190
Logarithme du salaire horaire estimé	- 0,913 ***	- 0,932 ***	- 0,554 *	- 0,572 *
Secteur d'activité / caractère public ou privé de l'établissement				
Industrie (ou agriculture)	- 0,098	- 0,114	- 0,297	- 0,326
Construction	0,127	0,143		
<i>Tertiaire – salarié du secteur privé</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Tertiaire – salarié du secteur public	- 0,104	- 0,141	0,348 **	0,290 *
Information manquante	0,510	0,427	- 0,273	- 0,321
Travail à temps partiel	- 0,418	- 0,435		
Temps de travail				
<i>Temps plein</i>			<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Temps partiel – ≤ 20 h			- 0,285	- 0,317
Temps partiel – > 20 h			0,244	0,263
Type de contrat / responsabilités d'encadrement				
<i>CDI – pas de responsabilités d'encadrement</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
CDI – responsabilités d'encadrement	- 0,420 ***	- 0,439 ***	- 0,168	- 0,123
CDD	- 0,467	- 0,420	- 0,706 **	- 0,637 **
Degré de satisfaction au travail				
– variable synthétique issue de l'analyse des données	- 4,958 *		- 10,682 ***	
– variable synthétique directement disponible dans l'enquête				
Pas satisfait du tout ou pas satisfait		0,577 **		0,361
Pas très satisfait		- 0,182		0,404 *
Assez satisfait		0,050		0,084
<i>Satisfait</i>		<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Très satisfait		- 0,384		- 0,125
Activité professionnelle secondaire	- 0,683	- 0,651	0,377	0,397
Autres activités (représentation d'une association / soins à une personne malade, handicapée ou âgée)	0,160	0,176	0,105	0,087
Type de commune				
<i>Commune rurale</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Unité urbaine de moins de 100 000 habitants	0,188	0,181	0,169	0,167
Unité urbaine de 100 000 habitants ou plus	0,060	0,062	0,092	0,105
μ_1	0,858 ***	0,860 ***	0,909 ***	0,902 ***
Logarithme de la vraisemblance	- 911,00	- 908,92	- 923,17	- 929,18
Pseudo-R ² de McFadden	0,061	0,063	0,115	0,109
Nombre d'observations	2 289	2 289	1 966	1 966

Lecture : un coefficient de signe positif (resp. négatif), statistiquement significatif, indique que l'on est en présence d'un facteur qui réduit (resp. accroît), par rapport à la modalité de référence, la probabilité de ne pas avoir connu de période de maladie au cours des douze derniers mois et qui accroît (resp. réduit) la probabilité de s'être arrêté au moins 30 jours. Les seuils de significativité sont respectivement égaux à 1 % (***), 5 % (**) et 10 % (*).

Champ : salariés (âgés de moins de 60 ans), ayant été actifs occupés au cours des douze derniers mois.

Source : Panel européen des ménages, vague 8, 2001, Insee (calculs des auteurs).

rait qu'intervienne également ici le souci, pour le salarié, de ne pas compromettre ses chances de voir renouveler son contrat ou/et d'accéder, à terme, à un CDI (ce qui inciterait à ne s'arrêter qu'en cas de maladie relativement grave).

En revanche, contrairement à ce que l'on constate chez les hommes, le fait d'exercer des responsabilités d'encadrement a peu d'incidence. Quant aux salariées travaillant dans le secteur public, elles ont une probabilité un peu plus élevée d'avoir connu une (ou plusieurs) période(s) de maladie au cours des douze derniers mois que celles qui ont un emploi dans le privé. Encore convient-il de préciser que cet effet n'est significatif au seuil de 5 % que dans la première des deux régressions estimées.

Enfin, chez les femmes, la variable de salaire n'est significative qu'au seuil de 10 %. Comme pour les hommes, c'est un effet négatif qui est obtenu, la valeur estimée de l'élasticité de la probabilité d'arrêt maladie par rapport au salaire horaire étant de -0,48 (-0,44 pour les arrêts d'une durée cumulée comprise entre 1 et 29 jours et -0,53 pour les arrêts de 30 jours ou plus).

La prise en compte des effets individuels et de l'endogénéité de certains régresseurs

Dans un second temps, comme pour l'analyse des absences « *pour raisons de santé ou autres raisons personnelles* », des régressions avec hétérogénéité inobservée (de type *Logit* à effets fixes et *Probit* à effets aléatoires) ont été mises en œuvre (à partir des données provenant des vagues 5 à 8 (1998-2001) du panel, la variable dépendante étant codée 1 lorsque l'individu s'est arrêté au moins une fois entre l'automne de l'année $t-1$ et l'automne de l'année t , 0 dans le cas contraire). De même, afin de tenir compte du caractère potentiellement endogène des indicatrices de gêne dans les activités quotidiennes et d'insatisfaction au travail, on a estimé, là encore, des régressions de type *Probit* trivarié (cf. encadré 2).

Dans les régressions logistiques à effets fixes (régressions dont les résultats sont à considérer avec prudence, en raison de la faiblesse des effectifs), peu de variables, parmi celles dont on a pu souligner le rôle plus haut, apparaissent significatives au seuil de 5 % (cf. tableau 10) : le degré de gêne lié à l'existence d'une maladie chronique ou d'un handicap, le fait de fumer (ou d'avoir fumé) quotidiennement et l'insatisfaction au travail (uniquement chez les hommes, s'agissant de ces deux derniers facteurs).

Les résultats obtenus en utilisant des régressions *Probit* à effets aléatoires, en revanche, sont assez proches de ceux qui ont pu être mis en évidence à partir des données issues de la vague 8. Quelques différences méritent toutefois d'être notées. Ainsi, chez les hommes, alors que les résultats précédents laissent à penser que ce facteur joue négativement, la probabilité d'arrêt maladie des salariés ayant des responsabilités d'encadrement n'est pas, dans cette estimation, significativement différente de celle des autres actifs en CDI. De même, chez les femmes, contrairement à ce qui a été observé dans l'échantillon de 2001, les salariées qui fument (ou ont fumé) quotidiennement n'auraient pas plus tendance à s'absenter. À l'inverse, plusieurs variables qui ne semblent pas jouer lorsqu'on s'appuie sur les données de 2001 se sont, ici, révélées significatives. À en juger d'après ces résultats, en effet, l'obésité (IMC supérieur ou égal à 30) est associée à un risque plus élevé d'absence pour maladie. Ce constat vaut pour les hommes comme pour les femmes. Chez ces dernières, le lien entre insatisfaction au travail et arrêts maladie apparaît plus clairement que dans l'estimation s'appuyant sur les données de la vague 8, les indicatrices « *pas satisfait du tout ou pas satisfait* » et « *pas très satisfait* » étant toutes deux significatives au seuil de 5 %. Celles qui disposent d'une couverture maladie complémentaire ont également une plus forte probabilité d'avoir été en arrêt de travail, à un moment ou à un autre, au cours des douze derniers mois (cette caractéristique ayant un effet similaire sur la probabilité d'absence des hommes). Enfin, chez les hommes, les titulaires d'un CDD seraient moins enclins à s'arrêter (à l'instar de ce que l'on observe pour les femmes).

L'effet individuel mis en évidence ici est un peu plus marqué que celui associé aux absences « *pour raisons de santé ou autres raisons personnelles* », la valeur estimée du paramètre ρ étant de 0,377 pour les hommes et de 0,366 pour les femmes (contre, respectivement, 0,197 et 0,202 dans l'analyse précédente).

Si l'on s'intéresse maintenant aux résultats des régressions de type *Probit* trivarié (20), on constate que, dans l'équation ayant trait aux

20. Pour ce qui est de l'impact des caractéristiques individuelles sur la probabilité d'être gêné par une maladie chronique ou un handicap ou sur la probabilité de ne pas être satisfait de son emploi, les résultats sont peu différents de ceux obtenus en analysant les absences « pour raisons de santé ou autres raisons personnelles ». On se bornera à souligner que l'on observe ici une relation négative entre niveau de rémunération et insatisfaction au travail.

Tableau 10

Analyse des absences pour cause de maladie :
paramètres estimés des régressions de type Logit à effets fixes et Probit à effets aléatoires

	Variable dépendante : 1 si l'individu a connu au moins une période de maladie au cours des douze derniers mois, 0 sinon			
	Hommes		Femmes	
	Logit à effets fixes	Probit à effets aléatoires	Logit à effets fixes	Probit à effets aléatoires
Constante		0,290		- 1,349 ***
Âge				
Moins de 30 ans	1,037 ***	0,061	- 0,148	0,181 *
De 30 à 49 ans	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
50 ans ou plus	0,213	0,014	0,028	0,028
Indice de masse corporelle				
Moins de 25	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
De 25 à 29,9	- 0,072	0,071	0,110	0,144 *
30 ou plus	0,690	0,289 ***	0,427	0,348 ***
Information manquante				- 0,208
Gêne dans les activités quotidiennes (due à une maladie chronique, un handicap)				
Aucune	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Légère	0,885 ***	0,682 ***	0,608 ***	0,607 ***
Sévère	1,457 ***	1,130 ***	1,726 ***	1,256 ***
Fume quotidiennement (ou a fumé quotidiennement)	0,753 **	0,285 ***	- 0,037	0,090
Complémentaire santé (mutuelle ou assurance)	0,279	0,175 ***	0,265	0,196 ***
Nombre d'enfants à charge (de moins de 18 ans) / âge du plus jeune enfant				
Aucun enfant	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : moins de 3 ans	0,299	- 0,014	0,032	0,352 ***
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : de 3 à 5 ans	0,713 *	0,166	0,496	0,303 ***
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : de 6 à 11 ans	0,432	0,113	0,397	0,093
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 12 ans ou plus	0,284	0,076	0,055	0,051
État matrimonial / revenu du ménage, hors gains d'activité de l'individu				
Ne vit pas en couple	0,407	- 0,037	0,093	0,011
En couple – revenu : 1 ^{er} quartile	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
En couple – revenu : 2 ^e quartile	- 0,137	- 0,004	0,094	0,005
En couple – revenu : 3 ^e quartile	- 0,035	0,060	- 0,196	- 0,114
En couple – revenu : 4 ^e quartile	0,243	- 0,043	0,162	- 0,170 *
Logarithme du salaire horaire estimé		- 0,634 ***		- 0,156
Secteur d'activité / caractère public ou privé de l'établissement				
Industrie (ou agriculture)	0,072	0,078	- 0,372	- 0,033
Construction	- 0,924	0,107		
Tertiaire – salarié du secteur privé	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Tertiaire – salarié du secteur public	- 1,314	- 0,032	- 0,806	0,098
Information manquante		0,231		- 0,255
Travail à temps partiel	0,059	0,022		
Temps de travail				
Temps plein			Réf.	Réf.
Temps partiel – ≤ 20 h			- 0,162	- 0,082
Temps partiel – > 20 h			0,015	0,119
Type de contrat / responsabilités d'encadrement				
CDI – pas de responsabilités d'encadrement	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
CDI – responsabilités d'encadrement	0,291	- 0,087	0,007	- 0,005
CDD	- 0,740 *	- 0,283 **	- 0,289	- 0,305 **
Degré de satisfaction au travail				
Pas satisfait du tout ou pas satisfait	0,723 ***	0,544 ***	0,294	0,357 ***
Pas très satisfait	- 0,020	0,146 *	0,323	0,236 **
Assez satisfait	0,091	0,146 **	0,109	0,080
Satisfait	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Très satisfait	0,036	- 0,122	- 0,307	- 0,178 *

absences, l'indicatrice de gêne quotidienne est significative, aussi bien chez les hommes que chez les femmes (cf. annexe, tableau B). Il n'en va pas de même pour l'indicatrice d'insatisfaction au travail. Chez les hommes, comme dans l'analyse précédente, seul le coefficient de corrélation entre les résidus des équations de gêne et d'insatisfaction est significativement différent de zéro ($\rho_{12} = 0,192$). Chez les femmes, les coefficients de corrélation ρ_{12} et ρ_{13} sont tous deux significatifs ($\rho_{12} = 0,233$ et $\rho_{13} = -0,326$). Le fait que ρ_{13} se soit révélé significatif semble indiquer qu'il est pertinent de chercher à expliquer simultanément l'existence d'une gêne quotidienne et l'absence pour maladie. En revanche, ρ_{23} étant, comme chez les hommes, non significatif, on est tenté de conclure que l'insatisfaction vis-à-vis de l'emploi occupé et les absences au travail peuvent être analysées séparément. Toutefois, comme dans le cas des absences « pour raisons de santé ou autres raisons personnelles », la non-significativité de ρ_{23} pourrait être due à un problème d'identification (l'indicatrice d'insatisfaction étant, elle aussi, non significative).

*

**

Il ressort de cette étude que l'état de santé a un impact déterminant sur les absences au travail, aussi bien chez les hommes que chez les femmes. Comme attendu, les salariés déclarant être gênés dans leurs activités quotidiennes par une

maladie chronique ou un handicap ont une plus forte probabilité d'avoir été au moins un jour absents de leur travail au cours des quatre dernières semaines, pour raisons de santé ou non, ou d'avoir été en arrêt maladie, à un moment ou à un autre, au cours des douze derniers mois. Cet effet demeure significatif lorsqu'on tient compte de l'endogénéité de cette variable (21) ou lorsqu'on estime des régressions avec hétérogénéité. Fumer (ou avoir fumé) quotidiennement (caractéristique potentiellement liée à l'état de santé) est également associé à une probabilité d'absence au travail significativement plus élevée, le lien le plus net étant observé chez les hommes, dans le cas des arrêts maladie. Le fait d'être en surpoids, en revanche, semble davantage jouer chez les femmes.

D'après les résultats de cette analyse, les salariés (hommes et femmes) de 50 ans et plus n'ont pas plus tendance à s'absenter que les autres. Ce constat vaut pour l'ensemble des absences comme pour les seuls arrêts maladie. Chez les femmes, les absences sont plus probables pour les salariées ayant un (ou plusieurs) enfant(s) de moins de 3 ans, ainsi que pour celles dont le benjamin est âgé de 3 à 5 ans. Ces deux indicatrices se sont révélées significatives dans la quasi-totalité des régressions estimées.

Dans le cas des hommes, on observe une relation négative entre le salaire horaire estimé et

21. Excepté chez les femmes, s'agissant des absences « pour raisons de santé ou autres raisons personnelles ».

Tableau 10 (suite)

	Variable dépendante : 1 si l'individu a connu au moins une période de maladie au cours des douze derniers mois, 0 sinon			
	Hommes		Femmes	
	Logit à effets fixes	Probit à effets aléatoires	Logit à effets fixes	Probit à effets aléatoires
Activité professionnelle secondaire	0,088	0,164	- 0,552	0,029
Autres activités (représentation d'une association / soins à une personne malade, handicapée ou âgée)	0,190	0,167 **	0,224	0,063
Type de commune				
<i>Commune rurale</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Unité urbaine de moins de 100 000 habitants	1,058 *	0,140 *	0,117	0,064
Unité urbaine de 100 000 habitants ou plus	1,936 ***	- 0,020	0,157	- 0,002
ρ		0,377 ***		0,366 ***
Logarithme de la vraisemblance	- 762,70	- 2 468,36	- 758,50	- 2 325,03
Nombre d'observations	2 213	8 102	2 153	6 733
Nombre d'individus	587	2 234	578	1 847

Lecture : un coefficient de signe positif (resp. négatif), statistiquement significatif, indique que l'on est en présence d'un facteur qui accroît (resp. réduit), par rapport à la modalité de référence, la probabilité d'avoir connu au moins une période de maladie au cours des douze derniers mois. Les seuils de significativité sont respectivement égaux à 1 % (***) , 5 % (**) et 10 % (*).

Champ : salariés (âgés de moins de 60 ans), ayant été actifs occupés au cours des douze derniers mois.

Source : Panel européen des ménages, vagues 5 à 8, 1998-2001, Insee (calculs des auteurs).

la probabilité d'avoir été en arrêt maladie, à un moment ou un autre, durant les douze derniers mois. L'effet sur les absences au cours des quatre dernières semaines est, en revanche, moins net (quoique de même sens) (22). Chez les femmes, la probabilité d'absence ne semble guère dépendre du niveau de rémunération.

Les résultats obtenus à l'aide de régressions simples laissent à penser que les hommes (en CDI) qui exercent des responsabilités d'encadrement sont moins susceptibles de s'arrêter pour maladie (par rapport aux autres titulaires d'un CDI). Toutefois, lorsqu'on prend en compte l'hétérogénéité non observée, on ne retrouve pas cet effet. Dans le cas des femmes, cette variable n'est jamais apparue significative. En revanche, on constate (en particulier lorsqu'on s'intéresse aux arrêts maladie au cours des douze derniers mois) que les salariées en CDD ont moins tendance à s'absenter, toutes choses égales par ailleurs. Cette étude montre également que le fait de travailler dans le secteur public est associé, surtout chez les femmes, à une probabilité d'absence « *pour raisons de santé ou autres raisons personnelles* » plus élevée. Par contre, lorsque l'on centre l'analyse sur les arrêts maladie, aucun écart significatif dans la probabilité

22. Cet effet n'étant pas toujours significatif au seuil de 5 %.

23. L'indicatrice « pas satisfait du tout ou pas satisfait » ne s'est révélée non significative que dans la régression logistique à effets fixes relative aux arrêts maladie des femmes.

d'absence entre secteur public et secteur privé n'est observé chez les hommes. Dans les régressions avec hétérogénéité portant sur les arrêts de travail des femmes, l'effet estimé est également non significatif.

Enfin, les résultats des estimations font apparaître un lien positif entre insatisfaction au travail et absences, tant chez les hommes que chez les femmes (moins net, pour ces dernières, dans le cas des arrêts maladie). Après prise en compte de l'hétérogénéité non observée, ce lien positif subsiste (23). En revanche, lorsqu'on s'attache à expliquer simultanément le fait d'être gêné par une maladie chronique ou un handicap, le fait de ne pas être satisfait de son emploi et l'absence au travail, l'effet de l'insatisfaction sur la probabilité d'absence ne demeure significatif que chez les femmes, et uniquement dans l'estimation portant sur les absences « *pour raisons de santé ou autres raisons personnelles* ». Les conclusions de l'analyse menée à l'aide de ces régressions de type *Probit* trivarié, quant au rôle de l'insatisfaction au travail, doivent toutefois être considérées avec prudence.

Dans le prolongement de cette étude, il serait intéressant d'analyser la fréquence et la durée des arrêts de travail pour maladie sur une période plus longue que l'année. Une comparaison entre les pays de l'Union européenne sur cette question des absences au travail mériterait également d'être menée. □

BIBLIOGRAPHIE

- Afsa C. et Givord P. (2006)**, « Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie », *Document de travail*, n° G 2006 / 07, Direction des études et synthèses économiques, Insee, Paris.
- Allen S.G. (1981)**, « An Empirical Model of Work Attendance », *Review of Economics and Statistics*, vol. 63, n° 1, pp. 77-87.
- Allen S.G. (1984)**, « Trade Unions, Absenteeism, and Exit-Voice », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 37, n° 3, pp. 331-345.
- Andrén D. (2001)**, « Short-Term Absenteeism Due to Sickness: The Swedish Experience, 1986-1991 », *Working Papers in Economics*, n° 46, Department of Economics, Göteborg University.
- Arai M. et Skogman Thoursie P. (2004)**, « Sickness Absence: Worker and Establishment Effects », *Swedish Economic Policy Review*, vol. 11, n° 1, pp. 9-28.
- Barmby T.A., Ercolani M.G. et Treble J.G. (2004)**, « Sickness Absence in the UK: 1984-2002 », *Swedish Economic Policy Review*, vol. 11, n° 1, pp. 65-88.
- Barmby T.A., Orme C.D. et Treble J.G. (1991)**, « Worker Absenteeism: An Analysis Using Microdata », *Economic Journal*, vol. 101, n° 405, pp. 214-229.
- Barmby T.A., Orme C.D. et Treble J.G. (1995)**, « Worker Absence Histories: A Panel Data Study », *Labour Economics*, vol. 2, n° 1, pp. 53-65.
- Barmby T.A., Sessions J.G. et Treble J.G. (1994)**, « Absenteeism, Efficiency Wages and Shirking », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 96, n° 4, pp. 561-566.
- Bridges S. et Mumford K. (2000)**, « Absenteeism in the UK: A Comparison Across Genders », *Discussion Papers in Economics*, n° 2000/12, University of York.
- Brown S. et Sessions J.G. (1996)**, « The Economics of Absence: Theory and Evidence », *Journal of Economic Surveys*, vol. 10, n° 1, pp. 23-53.
- Chamberlain G. (1980)**, « Analysis of Covariance with Qualitative Data », *Review of Economic Studies*, vol. 47, n° 1, pp. 225-238.
- Chatterji M. et Tilley C.J. (2002)**, « Sickness, Absenteeism, Presenteeism, and Sick Pay », *Oxford Economic Papers*, vol. 54, n° 4, pp. 669-687.
- Cnamts (2006a)**, *Régime général. Résultats à fin décembre 2005*, Département production, analyses et prévisions, Direction des statistiques et des études, Paris.
- Cnamts (2006b)**, *Les chiffres clés 2005 de la branche accidents du travail et maladies professionnelles*, Direction des risques professionnels, Paris.
- Commission des comptes de la Sécurité sociale (2005)**, *Les comptes de la Sécurité sociale. Résultats 2004. Prévisions 2005*, tome 1 (Les comptes du régime général), septembre 2005, Paris.
- Depardieu D. et Lollivier S. (1985)**, « Les facteurs de l'absentéisme », *Économie et Statistique*, n° 176, pp. 15-26.
- Detape Y. (1984)**, « L'absentéisme », in *Données sociales*, Insee, Paris, pp. 155-159.
- Drago R. et Wooden M. (1992)**, « The Determinants of Labor Absence: Economic Factors and Workgroup Norms across Countries », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 45, n° 4, pp. 764-778.
- Dunn L.F. et Youngblood S.A. (1986)**, « Absenteeism as a Mechanism for Approaching an Optimal Labor Market Equilibrium: An Empirical Study », *Review of Economics and Statistics*, vol. 68, n° 4, pp. 668-674.
- Flipo A. et Olier L. (1998)**, « Faut-il subventionner les services à domicile ? », *Économie et Statistique*, n° 316-317, pp. 3-19.
- Fournier J.-Y. (1989)**, « Les absences au travail: 16 jours par an pour un ouvrier, 3,5 jours pour un cadre », *Économie et Statistique*, n° 221, pp. 47-53.
- Frick B. et Malo M.A. (2005)**, « Labour Market Institutions and Individual Absenteeism in the European Union: The Relative Importance of Sickness Benefit Systems and Employment Protection Legislation », *mimeo*, Faculty of Management and Economics, Witten/Herdecke University.

- Gilleskie D.B. (1998)**, « A Dynamic Stochastic Model of Medical Care Use and Work Absence », *Econometrica*, vol. 66, n° 1, pp. 1-45.
- Gissler E., Roquel T., Lejeune D. et Mercereau F. (2003)**, « Les dépenses d'indemnités journalières », *Rapport IGF n° 2003-M-049-01 / Rapport IGAS n° 2003 130*, Inspection générale des finances / Inspection générale des affaires sociales, Paris, 156 p.
- Gissot C. (1998)**, « Quand on travaille moins que d'habitude », *Insee Première*, n° 606.
- Greene W.H. (2003)**, *Econometric Analysis* (5th Edition), Prentice Hall, Upper Saddle River, 1 026 p.
- Grossman M. (1972)**, « On the Concept of Health Capital and the Demand for Health », *Journal of Political Economy*, vol. 80, n° 2, pp. 223-255.
- Heckman J.J. (1979)**, « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, vol. 47, n° 1, pp. 153-161.
- Johansson P. et Brännäs K. (1998)**, « A Household Model for Work Absence », *Applied Economics*, vol. 30, n° 11, pp. 1493-1503.
- Johansson P. et Palme M. (1996)**, « Do Economic Incentives Affect Work Absence? Empirical Evidence Using Swedish Micro Data », *Journal of Public Economics*, vol. 59, n° 2, pp. 195-218.
- Johansson P. et Palme M. (2002)**, « Assessing the Effect of Public Policy on Worker Absenteeism », *Journal of Human Resources*, vol. 37, n° 2, pp. 381-409.
- Leigh J.P. (1983)**, « Sex Differences in Absenteeism », *Industrial Relations*, vol. 22, n° 3, pp. 349-361.
- Leigh J.P. (1985)**, « The Effects of Unemployment and the Business Cycle on Absenteeism », *Journal of Economics and Business*, vol. 37, n° 2, pp. 159-170.
- Leigh J.P. (1991)**, « Employee and Job Attributes as Predictors of Absenteeism in a National Sample of Workers: The importance of Health and Dangerous Working Conditions », *Social Science and Medicine*, vol. 33, n° 2, pp. 127-137.
- Leontaridi R.M. et Ward M.E. (2002)**, « Work-Related Stress, Quitting Intentions and Absenteeism », *IZA Discussion Papers*, n° 493, Institute for the Study of Labor, Bonn.
- Lollivier S. (2001)**, « Les choix d'activité des femmes en couple : une approche longitudinale », *Économie et Statistique*, n° 349-350, pp. 125-140.
- Maddala G.S. (1987)**, « Limited Dependent Variable Models Using Panel Data », *Journal of Human Resources*, vol. 22, n° 3, pp. 307-338.
- Merlière J. et Vénére U. (1999)**, « Les arrêts maladie indemnisés en 1997 », *Point Stat*, n° 21, Direction des statistiques et des études, Cnamts, Paris.
- Monfardini C. et Radice R. (2006)**, « Testing Exogeneity in the Bivariate Probit Model: A Monte Carlo Study », *mimeo*, Department of Economics, University of Bologna.
- Paringer L. (1983)**, « Women and Absenteeism: Health or Economics? », *American Economic Review – Papers and Proceedings*, vol. 73, n° 2, pp. 123-127.
- Renaud T. et Grignon M. (2004)**, « Sickness and Injury Leave in France: Moral Hazard or Strain? », *Paper presented at the 1st Franco-British Meeting in Health Economics*, Health Economists' Study Group, January 2004, Paris.
- Stephan G. (1992)**, « L'absentéisme : une approche théorique », *Problèmes économiques*, n° 2.268, pp. 28-32.
- Tessier P. et Wolff F.-C. (2005)**, « Offre de travail et santé en France », *Économie et Prévision*, n° 168, pp. 17-41.
- VandenHeuvel A. et Wooden M. (1995)**, « Do Explanations of Absenteeism Differ for Men and Women? », *Human Relations*, vol. 48, n° 11, pp. 1309-1329.
- Vistnes J.P. (1997)**, « Gender Differences in Days Lost from Work Due to Illness », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 50, n° 2, pp. 304-323.
- Vlassenko E. et Willard J.-C. (1984)**, « Absentéisme : le poids des facteurs collectifs », *Économie et Statistique*, n° 164, pp. 39-51.
- Winkelmann R. (1999)**, « Wages, Firm Size and Absenteeism », *Applied Economics Letters*, vol. 6, n° 6, pp. 337-341.

Tableau A

Gêne dans les activités quotidiennes, insatisfaction au travail et absence pour raisons de santé ou autres raisons personnelles : paramètres estimés des régressions de type *Probit* trivarié

	Hommes			Femmes		
	Gêne dans les activités quotidiennes	Insatisfaction au travail	Absence au travail	Gêne dans les activités quotidiennes	Insatisfaction au travail	Absence au travail
Constante	- 1,268 ***	- 0,730 ***	- 0,419	- 1,345 ***	- 0,609	- 1,281 ***
Âge : 50 ans ou plus	0,302 ***	0,017		0,474 ***	0,006	
Indice de masse corporelle						
<i>Moins de 25</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
De 25 à 29,9	0,128 ***		0,055	0,070		0,096 *
30 ou plus	0,285 ***		0,131	0,344 ***		0,030
Information manquante	- 0,140		0,080	- 0,298		0,258
Gêne dans les activités quotidiennes			1,030 ***			0,446
Fume quotidiennement (ou a fumé quotidiennement)						
<i>Non</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Oui	0,136 ***		0,084 *	- 0,005		0,141 ***
Information manquante	0,246		- 0,047	0,435		- 0,060
Complémentaire santé (mutuelle ou assurance)			0,106 **			0,079 *
Nombre d'enfants à charge (de moins de 18 ans) / âge du plus jeune enfant						
<i>Aucun enfant</i>			<i>Réf.</i>			<i>Réf.</i>
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : moins de 3 ans			0,219 ***			0,592 ***
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : de 3 à 5 ans			0,213 ***			0,266 ***
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : de 6 à 11 ans			- 0,021			0,020
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 12 ans ou plus			- 0,049			- 0,101
État matrimonial / revenu du ménage, hors gains d'activité de l'individu						
Ne vit pas en couple	- 0,011	- 0,032	- 0,009	0,003	0,006	0,038
<i>En couple – revenu : 1^{er} quartile</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
En couple – revenu : 2 ^e quartile	- 0,037	0,155 ***	0,012	- 0,034	- 0,082	- 0,061
En couple – revenu : 3 ^e quartile	- 0,073	0,115 **	0,041	- 0,040	- 0,202 ***	- 0,035
En couple – revenu : 4 ^e quartile	- 0,154 ***	- 0,040	0,010	- 0,099	- 0,278 ***	- 0,147 **
Logarithme du salaire horaire estimé		- 0,088	- 0,339 ***		- 0,115	- 0,057
Secteur d'activité / caractère public ou privé de l'établissement						
Industrie (ou agriculture)		0,049	0,057		0,046	- 0,035
Construction		0,103	0,086			
<i>Tertiaire – salarié du secteur privé</i>		<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Tertiaire – salarié du secteur public		- 0,235 ***	0,162 ***		- 0,159 ***	0,132 ***
Information manquante		- 0,117	0,021		0,128	- 0,165
Travail à temps partiel		0,195 **	- 0,030			
Temps de travail						
<i>Temps plein</i>					<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Temps partiel – ≤ 20 h					0,183 ***	- 0,297 ***
Temps partiel – > 20 h					0,123 **	- 0,023
Type de contrat / responsabilités d'encadrement						
<i>CDI – pas de responsabilités d'encadrement</i>		<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
CDI – responsabilités d'encadrement		- 0,338 ***	- 0,111 **		- 0,166 ***	0,041
CDD		- 0,017	- 0,114		0,166 ***	- 0,218 ***
Degré de satisfaction au travail : pas satisfait du tout / pas satisfait / pas très satisfait			0,058			0,758 **
Activité professionnelle secondaire			0,149			0,028

Tableau A (suite)

	Hommes			Femmes		
	Gêne dans les activités quotidiennes	Insatisfaction au travail	Absence au travail	Gêne dans les activités quotidiennes	Insatisfaction au travail	Absence au travail
Autres activités (représentation d'une association / soins à une personne malade, handicapée ou âgée)			0,272 ***			0,114 **
Type de commune						
<i>Commune rurale</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	
Unité urbaine de moins de 100 000 habitants	- 0,006	0,068		0,122 **	0,050	
Unité urbaine de 100 000 habitants ou plus	- 0,072	0,225 ***		0,024	0,170 ***	
ρ_{12}		0,207 ***			0,199 ***	
ρ_{13}		- 0,220			0,059	
ρ_{23}		0,031			- 0,240	
Logarithme de la vraisemblance		- 8 751,19			- 7 790,03	
Nombre d'observations		8 217			6 967	
Nombre d'individus		2 565			2 179	

*** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; Réf. : catégorie de référence.
 Champ : salariés (âgés de moins de 60 ans).

Source : Panel européen des ménages, vagues 5 à 8, 1998-2001, Insee (calculs des auteurs).

Tableau B

Gêne dans les activités quotidiennes, insatisfaction au travail et absence pour cause de maladie : paramètres estimés des régressions de type *Probit* trivarié

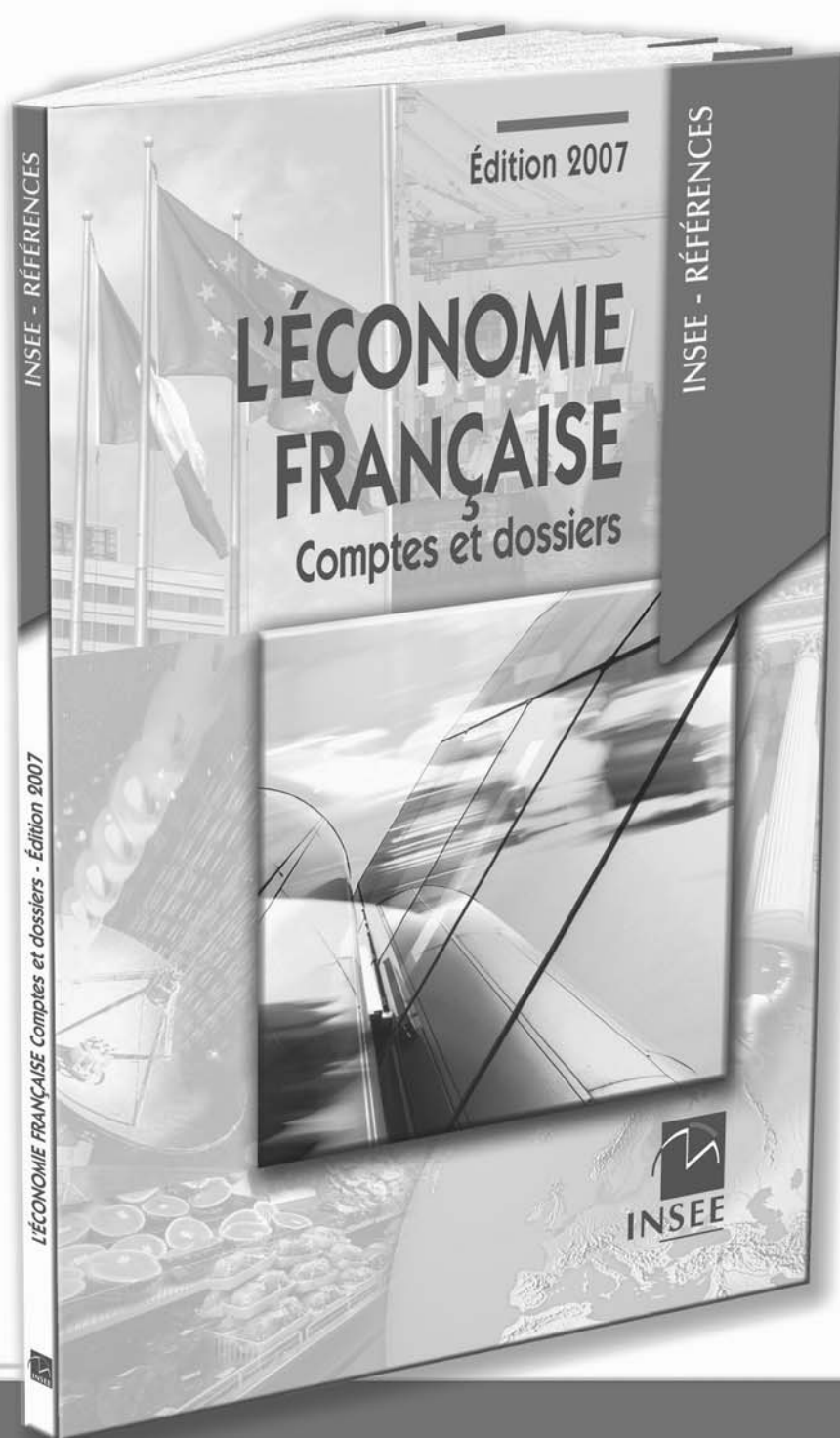
	Hommes			Femmes		
	Gêne dans les activités quotidiennes	Insatisfaction au travail	Absence au travail	Gêne dans les activités quotidiennes	Insatisfaction au travail	Absence au travail
Constante	- 1,263 ***	- 0,411	0,602 *	- 1,334 ***	- 0,172	- 0,777 **
Âge : 50 ans ou plus	0,303 ***	0,045		0,405 ***	- 0,011	
Indice de masse corporelle						
<i>Moins de 25</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
De 25 à 29,9	0,078 **		0,063	0,088 *		0,098 *
30 ou plus	0,232 ***		0,206 ***	0,312 ***		0,231 ***
Information manquante	- 0,118		0,786 **	- 0,239		- 0,067
Gêne dans les activités quotidiennes			0,866 **			1,335 ***
Fume quotidiennement (ou a fumé quotidiennement)						
<i>Non</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Oui	0,128 ***		0,224 ***	- 0,015		0,071 *
Information manquante	0,289		- 0,786 **	0,354		0,139
Complémentaire santé (mutuelle ou assurance)			0,133 ***			0,188 ***
Nombre d'enfants à charge (de moins de 18 ans) / âge du plus jeune enfant						
<i>Aucun enfant</i>			<i>Réf.</i>			<i>Réf.</i>
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : moins de 3 ans			- 0,036			0,360 ***
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : de 3 à 5 ans			0,126 *			0,204 **
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : de 6 à 11 ans			0,087			0,041
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 12 ans ou plus			0,052			0,025
État matrimonial / revenu du ménage, hors gains d'activité de l'individu						
Ne vit pas en couple	- 0,001	0,023	- 0,053	- 0,030	- 0,004	0,007
<i>En couple – revenu : 1^{er} quartile</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
En couple – revenu : 2 ^e quartile	- 0,039	0,182 ***	- 0,003	- 0,059	- 0,093	- 0,034
En couple – revenu : 3 ^e quartile	- 0,100 *	0,102 *	0,067	- 0,073	- 0,244 ***	- 0,084
En couple – revenu : 4 ^e quartile	- 0,190 ***	0,054	- 0,061	- 0,163 **	- 0,250 ***	- 0,165 **
Logarithme du salaire horaire estimé		- 0,175 **	- 0,582 ***		- 0,221 ***	- 0,202 **
Secteur d'activité / caractère public ou privé de l'établissement						
Industrie (ou agriculture)		0,013	0,068		- 0,005	- 0,004
Construction		0,065	0,110			
<i>Tertiaire – salarié du secteur privé</i>		<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Tertiaire – salarié du secteur public		- 0,258 ***	0,012		- 0,216 ***	0,080 *
Information manquante		- 0,117	0,144		0,041	- 0,259 **
Travail à temps partiel		0,189 **	0,041			
Temps de travail						
<i>Temps plein</i>					<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Temps partiel – ≤ 20 h					0,165 **	- 0,083
Temps partiel – > 20 h					0,102 **	0,101 *
Type de contrat / responsabilités d'encadrement						
<i>CDI – pas de responsabilités d'encadrement</i>		<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
CDI – responsabilités d'encadrement		- 0,309 ***	- 0,106 **		- 0,133 ***	- 0,020
CDD		- 0,002	- 0,208 **		0,134 *	- 0,238 **
Degré de satisfaction au travail : pas satisfait du tout / pas satisfait / pas très satisfait			0,271			0,190
Activité professionnelle secondaire			0,128			0,060

Tableau B (suite)

	Hommes			Femmes		
	Gêne dans les activités quotidiennes	Insatisfaction au travail	Absence au travail	Gêne dans les activités quotidiennes	Insatisfaction au travail	Absence au travail
Autres activités (représentation d'une association / soins à une personne malade, handicapée ou âgée)			0,164 ***			0,035
Type de commune						
<i>Commune rurale</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	
Unité urbaine de moins de 100 000 habitants	0,001	0,047		0,154 ***	0,069	
Unité urbaine de 100 000 habitants ou plus	- 0,035	0,242 ***		0,094 *	0,211 ***	
ρ12		0,192 ***			0,233 ***	
ρ13		- 0,062			- 0,326 **	
ρ23		- 0,041			- 0,006	
Logarithme de la vraisemblance		- 9 038,35			- 7 696,91	
Nombre d'observations		8 328			6 948	
Nombre d'individus		2 460			2 062	

Lecture : *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; Réf. : catégorie de référence.
 Champ : salariés (âgés de moins de 60 ans), ayant été actifs occupés au cours des douze derniers mois.
 Source : Panel européen des ménages, vagues 5 à 8, 1998-2001, Insee (calculs des auteurs).

Le bilan économique de la France...



➤ Et aussi le point sur trois grands thèmes d'actualité :

- Mesure du pouvoir d'achat et sa perception par les ménages,
- Évolution des niveaux de vie, de la productivité et du bien-être en longue période,
- Flux de main-d'oeuvre et les flux d'emplois dans un contexte d'internationalisation.

En vente en librairie,
à l'Insee et sur www.insee.fr

15 € - Collection Insee-Références


INSEE

LES CONDITIONS DE TRAVAIL SONT-ELLES LES SEULES RAISONS DES ABSENCES AU TRAVAIL ?

François-Charles Wolff, Université de Nantes

Les absences au travail sont assurément très coûteuses. Pour les employeurs, ces absences donnent lieu à des coûts directs relatifs à la baisse de la production induite par les heures non assurées et aux surcoûts salariaux lorsque ces heures sont remplacées, et également à des coûts indirects induits par la gestion des absences, les changements organisationnels pour y remédier ou bien encore la baisse de qualité et de rendement dans le cas de remplacements. Pour la collectivité, la Caisse nationale d'Assurance Maladie avait par exemple versé aux assurés une somme de l'ordre de 5,7 milliards d'euros pour indemniser plus de 250 millions de journées d'arrêts maladie au cours de l'année 2004. Toutefois, depuis cette date, les prestations versées au titre des indemnités journalières tendent à diminuer de manière significative en France (Lê et Raynaud, 2007). Au regard des sommes en jeu, le manque d'attention porté par les économistes à ces absences au travail demeure pour le moins curieux.

Quelles sont les personnes concernées ? Ces absences tendent-elles à se répéter dans le temps, au détriment de populations plus exposées ou bien plus fragiles ? Les absences au travail sont-elles, comme l'on pourrait naturellement s'y attendre, le seul fait de l'activité professionnelle ? C'est à certaines de ces questions que la contribution fort intéressante de Sabine Chaupain-Guillot et Olivier Guillot cherche à apporter des éléments de réponse. Sur la base des données françaises du *Panel européen des ménages* couvrant la période 1994-2001, les auteurs s'intéressent à deux types d'absence, celles pour raisons de santé ou autres raisons personnelles et celles pour cause de maladie. Il s'agit là d'une contribution novatrice, puisque c'est la première étude économétrique en France portant sur les déterminants de telles absences pour l'ensemble de la population. Cette approche privilégiée par les auteurs, qui consiste à inclure l'ensemble des professions et des âges, de 17 à 59 ans, donne lieu à de nouveaux résultats au regard des conclusions de l'étude empirique d'Afsa et Givord (2008) sur le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie, menée auprès d'ouvriers de sexe masculin âgés de 18 à 59 ans et employés dans le seul secteur privé.

Si les proportions de salariés absents de leur travail apparaissent relativement stables au cours de la période considérée, autour de 10 %, les hommes sont un peu moins nombreux que les femmes à être absents, quel qu'en soit le motif. Ces différences se retrouvent au niveau des facteurs explicatifs de ces absences mis en évidence par les auteurs. D'un côté, à la fois pour les hommes et les femmes, l'étude souligne le poids de l'état de santé et du degré de satisfaction dans l'emploi. Être en mauvaise santé vient logiquement accroître la probabilité d'avoir été absent au travail et il en est de même lorsque l'enquêté ne se déclare pas satisfait de sa situation au travail. De l'autre, les absences des femmes sont davantage liées à la situation familiale, le fait d'avoir de jeunes enfants augmentant de façon significative la probabilité d'être absent. Si les effets de la santé et de la satisfaction au travail ne semblent guère surprenants, ce dernier résultat qui met en avant les contraintes de conciliation entre les vies familiale et professionnelle est fort stimulant.

La difficulté de mesurer les absences au travail

L'étude des absences au travail soulève de multiples questions de mesure, en particulier lorsque se pose la question du rôle de l'activité professionnelle sur ces absences. Les hommes exerçant des fonctions de cadre sont moins souvent absents. Dans la mesure où les conditions de travail sont fort différentes suivant les professions, est-il possible de considérer de manière agrégée l'ensemble de la population pour examiner les déterminants des absences au travail ? Rien n'est moins sûr, les absences aux âges jeunes ou bien en fin de carrière n'ayant sans doute que peu de caractéristiques communes. Il est très vraisemblable que la pénibilité au travail soit beaucoup plus supportable pour (et supportée par) les plus jeunes employés que pour des travailleurs proches de la retraite.

La solution adoptée par Chaupain-Guillot et Guillot consiste à prendre en compte le rôle de la profession, du secteur d'activité ou bien encore du type de contrat dans les différentes régressions mises en œuvre pour expliquer les

absences pour raisons de santé. Il serait intéressant de savoir si les différentes variables explicatives retenues, par exemple l'âge, l'indice de masse corporelle ou encore le nombre d'enfants à charge, ont les mêmes effets pour les différents groupes professionnels. Ceci n'est guère évident, il est probable que l'incidence négative attendue pour les âges élevés sur les absences soit significativement plus marquée pour les professions davantage soumises à des contraintes physiques. Il est néanmoins clair que la taille de l'échantillon composant le panel français n'autorise pas de telles analyses à un niveau plus désagrégé. À défaut d'éclairer les spécificités de chaque groupe professionnel, inclure l'ensemble des salariés dans l'étude comme le font les auteurs a l'avantage de permettre des comparaisons entre les absences des hommes et des femmes.

L'hétérogénéité des absences au sein de la population soulève une difficulté liée à la nature même des variables d'intérêt retenues. Pour l'ensemble des absences, la variable dépendante reste auto-déclarée, ce qui n'est pas sans donner lieu à des biais potentiels, tandis que les périodes de maladies enregistrées sont assimilées à des arrêts de travail. Les problèmes posés par de telles variables sont connus. Il est ainsi difficile de penser que tous les enquêtés vont répondre de la même manière à ces questions, les arrêts pour raisons de santé ou autres raisons personnelles n'ayant pas nécessairement la même signification pour tous. Surtout, les personnes qui sont insatisfaites du type d'activité qu'elles exercent ou bien de leurs conditions de travail peuvent être incitées à déclarer plus fréquemment que les autres des absences au travail, ce phénomène conduisant à des estimations biaisées de l'impact du travail sur la santé (Bound, 1991). Cette hypothèse de justification soulève de nombreuses difficultés pour étudier avec précision le lien plus général entre la santé (au travers de ses différentes dimensions) et le travail qui dépasse très largement le cadre de la présente contribution.

Quelle dynamique ?

Comme le soulignent Afssa et Givord (2008) avec pertinence, les données idéales pour étudier avec précision le lien entre les conditions de travail, incluant la satisfaction dans l'emploi et les absences pour maladie, n'existent pas à ce jour. À ce titre, le recours à des données longitudinales représente un atout indéniable

pour l'étude. Au-delà de la variabilité accrue des facteurs explicatifs, le panel va permettre de contrôler l'hétérogénéité inobservée au niveau individuel, par des modèles à effets aléatoires et à effets fixes. La spécification conditionnelle à la Andersen-Chamberlain permet ainsi de dissocier les effets des facteurs en un élément permanent lié à l'effet individuel et un effet dynamique, puisqu'il s'agit d'expliquer les variations observées dans les absences au cours du temps. Les résultats de Chaupain-Guillot et Guillot indiquent que les estimateurs obtenus sous l'hypothèse de corrélation des effets individuels avec les variables explicatives (modèle à effets fixes) diffèrent peu de ceux obtenus par le modèle à effets aléatoires.

L'étude empirique utilise assez peu la dimension longitudinale des données retenues. Il est légitime de penser qu'il existe une dépendance d'état dans les comportements d'absence au travail, telles que celles-ci tendent pour certains enquêtés à se répéter au cours du temps, en particulier pour les personnes qui sont affectées par des maladies chroniques ou un handicap. Dans la mesure où le panel couvre la période allant de 1994 à 2001, il serait intéressant d'estimer des modèles de choix discret dynamiques suivant la méthode suggérée par Heckman (1981). En clair, les absences d'aujourd'hui deviendraient affectées par l'existence d'absences survenues au cours des années antérieures. Ces considérations dynamiques ont ainsi révélé l'importance de l'inertie dans l'état de santé subjectif déclaré par les enquêtés (Contoyannis et al., 2004). L'existence de huit vagues suffit pour estimer de tels modèles dynamiques, les données 1994-1997 pouvant être ajoutées à l'étude sans difficulté en excluant les femmes interrogées en t et ayant un enfant supplémentaire en $t+1$ (dans la mesure où ces cas sont des situations de congés de maternité selon toute vraisemblance).

Les données longitudinales peuvent aussi permettre d'identifier des relations causales entre les variables. En particulier, l'incidence des conditions de travail sur la santé ne se manifeste sans doute pas immédiatement. C'est plus certainement le fait de répéter certaines tâches difficiles au cours des années qui peut conduire les actifs à souffrir de certains symptômes. L'insatisfaction au travail cumulée peut aussi à terme plonger les enquêtés dans la dépression et générer des absences à moyen terme. En ce sens, le recours à des facteurs explicatifs contemporains (les variables dépendantes et explicatives

retenues portent toujours sur la même vague) ne permet guère de comprendre ces mécanismes, à supposer qu'ils existent. Il convient d'ailleurs de noter que l'impact des conditions de travail n'est pas circonscrit au travail occupé actuellement, il peut aussi favoriser la mobilité professionnelle ou tout simplement l'arrêt de l'activité occupée.

Une évaluation délicate

Dans tous les cas, la relation étudiée entre l'absence pour raison de santé et la gêne dans les activités quotidiennes ainsi que la satisfaction au travail demeure complexe. Se posent en effet plusieurs questions relativement standard dès lors que l'économètre cherche à mettre en évidence des relations causales.

Une première difficulté tient à la possibilité de causalités inverses. Comment être certain par exemple que l'insatisfaction au travail n'aît qu'un effet sur les absences, tandis que la réciproque ne serait pas vraie ? Être souvent absent peut traduire de mauvaises conditions de travail ou bien une pénibilité forte des tâches exécutées, qui en retour donnera lieu à une appréciation subjective négative de leur situation de la part des enquêtés. Ceci est d'autant plus probable que le degré de satisfaction au travail est celui donné à la date de l'entretien, tandis que les absences au travail sont celles des quatre dernières semaines. Si elle ne permet pas de prendre en compte une totale simultanéité entre les différentes variables d'intérêt, la spécification récursive retenue par Chaupain-Guillot et Guillot présuppose que les gênes dans les activités quotidiennes et l'insatisfaction au travail vont influencer les absences au travail.

Cela renvoie à la seconde difficulté dans ce genre d'exercice d'évaluation, à savoir l'existence d'instruments appropriés. Dans l'idéal, l'économètre aimerait disposer de variables qui influencent seulement les gênes ou bien l'insatisfaction au travail, sans avoir d'influence directe sur les absences au travail. De telles variables existent-elles ? Dans l'estimation des modèles trivariés, le type de commune semble jouer un tel rôle, puisque ce facteur est exclu de l'équation d'absence. Toutefois, il se peut que l'offre médicale, par exemple la densité de médecins dans une aire géographique donnée, ait une incidence sur les absences tout en étant très corrélée avec la taille de la commune. La tâche est ardue, et avait conduit Afsa et Givord (2008) à passer par une

méthode alternative d'appariement fondée sur le score de propension. Avec cette technique, la sélection entre les personnes ayant par exemple de bonnes conditions de travail (ou bien étant satisfaites) et celles en ayant de mauvaises s'effectue seulement sur la base de variables observables dans l'enquête. La question centrale demeure de savoir si les facteurs retenus sont suffisants pour rendre compte avec pertinence du phénomène étudié. Malheureusement, il est fort probable qu'il existe des variables non prises en compte qui influencent à la fois le traitement (l'insatisfaction au travail ici) et le résultat (les absences au travail).

En ce sens, le recours à une méthode de sélection sur inobservables apparaît plus appropriée, comme cela est fait par Chaupain-Guillot et Guillot sur la base de modèles discrets multivariés, les deux méthodes ayant en tout cas fourni des résultats similaires pour le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie (Afsa et Givord, 2008). La non linéarité de la régression de type *Probit* multivariée permet de s'affranchir d'instruments au profit d'une identification faible, mais avec l'hypothèse sous-jacente que la loi des résidus est bien spécifiée. Quoiqu'il en soit, le recours à cette spécification trivariée soulève d'autres difficultés. Comment prendre en compte l'hétérogénéité inobservée dans ce cadre ? Sur le plan technique, il n'est guère possible de tenir compte des facteurs permanents dans le temps dans les régressions, alors qu'ils ne sont pas sans incidence sur les estimateurs. Cette étude ouvre par ailleurs de nouvelles pistes, ignorées à ce jour. Ainsi, l'analyse des conditions de travail mériterait d'être placée dans le cadre de données appariées employeurs-employés. Par le biais de modèles à effets fixes, il serait possible de prendre en compte les caractéristiques observées et inobservées relatives aux firmes.

Le contexte institutionnel est-il en jeu ?

Les données individuelles du panel français ne permettent pas de saisir pleinement le rôle potentiel de l'environnement de travail, dont le degré de satisfaction peut être une résultante. À défaut d'effets firmes, le panel permet de contrôler les effets individuels. Un des résultats forts de l'étude Chaupain-Guillot et Guillot est que les absences au travail sont affectées par les contraintes liées à la conciliation des vies familiale et professionnelle. Il est à cet égard significatif de constater qu'avoir un enfant jeune, âgé

de moins de cinq ans, accroît sensiblement la probabilité d'être absente pour cause de maladie pour les femmes. Il se peut que celles-ci soient amenées à s'absenter de leur lieu de travail lorsque leurs jeunes enfants sont malades par exemple. Ce résultat des auteurs est en vérité tout autant troublant que stimulant, car il suggère que l'absence pour maladie n'est sans doute pas seulement liée à la seule maladie de l'enquêté.

Cette imbrication entre ces deux sphères, famille et travail, indique qu'il ne faut pas négliger les interdépendances entre les décisions prises au sein du couple. L'approche collective des comportements des ménages a montré que les décisions des femmes et des hommes pouvaient s'inscrire dans des logiques répondant à des critères d'efficacité (au sens parétien du terme). Il est intéressant de noter que le panel français fournit des informations sur plusieurs membres du même ménage, dont les choix au quotidien sont *a priori* très liés. Considérer l'homme et la femme comme des observations indépendantes dans le traitement économétrique revient à négliger ces interactions potentielles, ce qui peut biaiser les effets des variables familiales sur les absences maladies, et une prise en compte à la fois des effets « famille » et « individu » dans les régressions serait appropriée.

L'organisation intrafamiliale n'est pas la seule à avoir *a priori* une influence sur les arrêts pour maladie. Un facteur d'importance concerne les incitations financières, au travers de la prise en charge monétaire de ces absences. À travers le cas des indemnités reçues suite à des accidents de travail, Meyer *et al.* (1995) ont montré aux

États-Unis que les travailleurs avaient eu en moyenne des arrêts sensiblement plus longs suite à une augmentation de l'indemnisation de ces accidents. Il serait fort judicieux de savoir effectivement si en France, les modalités de la prise en charge financière de ces arrêts maladie n'est pas sans effet sur leur nombre, les résultats de l'étude mettant en évidence le rôle négatif de la rémunération sur les arrêts maladie (tout du moins pour les hommes). À ce titre, l'étude de Chaupain-Guillot et Guillot mériterait d'être élargie à l'ensemble des pays qui composent le *Panel européen des ménages*, dont les données françaises ici exploitées font partie. Certes, il peut exister des différences fortes en Europe dans les conditions de travail ou bien dans les systèmes de santé qui expliqueraient d'éventuelles variations observées dans les arrêts maladie, mais les comparaisons entre pays sont bien souvent l'occasion de mettre en évidence l'incidence des différences institutionnelles telles celles portant sur le régime d'indemnisation.

Dans tous les cas, les économistes gagneraient à se saisir davantage de ce thème. Il est ainsi fondamental de savoir si les arrêts maladie dépendent d'éléments tout à fait extérieurs au travail, ce que suggèrent certains résultats de l'étude menée par Chaupain-Guillot et Guillot. Au-delà de sa présente contribution, ce travail ouvre de nouvelles pistes de recherche et il serait ainsi souhaitable d'explorer plus en détail l'éventuelle incidence du lieu de travail ou des interactions entre les conjoints sur les absences au travail. L'enjeu est indéniablement de taille au regard des sommes consenties au titre des indemnités journalières en France.

BIBLIOGRAPHIE

Afsa C. et Givord P. (2008), « Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie », *Économie et Prévision*, à paraître.

Bound J. (1991), « Self-Reported Versus Objective Measures of Health in Retirement Models », *Journal of Human Resources*, vol. 26, pp. 106-138.

Contoyannis P., Jones A.M. et Rice N. (2004), « The Dynamics of Health in the British Household Panel Survey », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 19, pp. 473-503.

Heckman J.J. (1981), « The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time - Discrete Data Stochastic Process », in C.F. Manski, D. McFadden, (éds.), *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, Cambridge, MIT Press.

Lê F. et Raynaud D. (2007), « Les indemnités journalières », *Études et Résultats*, n° 592, Drees.

Meyer B., Viscusi K. et Durbin D. (1995), « Workers' Compensation and Injury Duration: Evidence from a Natural Experiment », *American Economic Review*, vol. 85, pp. 322-340.