

L'absentéisme dans une institution hospitalière : les facteurs déterminants¹

B. LIPSZYC

Aspirante FNRS, CREPP, Université de Liège

S. LAURENT

Université de Liège

Résumé

Face au problème de l'absentéisme, un employeur a différentes possibilités d'action, selon le caractère plus ou moins volontaire de l'absentéisme. Par exemple, l'ampleur de l'absence volontaire peut dépendre des mesures de contrôle, telles que l'éventualité d'une sanction ou le système d'indemnités-maladie. Nous avons analysé une base de données fournie par une institution hospitalière belge, couvrant les membres du personnel pendant une période de 5 ans. Les informations ainsi enregistrées concernent une population de plus de 3300 individus. Nous étudions les déterminants de l'absentéisme au moyen d'un modèle probit et d'un modèle de comptage. Dans un cas comme dans l'autre, un résultat peu conforme aux idées reçues ressort de cette analyse : le fait d'être nommé joue négativement sur la probabilité d'être absent, et ce plus significativement encore lorsque nous observons l'absentéisme de long terme (30 jours et plus). Ce résultat intéressant suggérerait que l'impact des incitants financiers est moins important que celui de la santé objective (l'âge), des facteurs psychologiques (motivation, reconnaissance dans l'entreprise,...) ou de la sécurité d'emploi.

1. Introduction

L'absentéisme est un problème important pour les entreprises. En général, le travailleur absent est remplacé par quelqu'un de moins efficace, voire pas remplacé du tout. Il en résulte une perte dans la production, sans parler des retom-

¹ Les auteurs remercient vivement P. Pestieau et S. Perelman pour leurs précieux conseils, ainsi que le Centre Hospitalier Régional de la Citadelle. e-mails : Barbara.Lipszyc@ulg.ac.be ; S.Laurent@ulg.ac.be.

bées possibles sur l'organisation et l'efficacité de ses collègues. De plus, si cette absence est inattendue, les ressources du management sont détournées d'objectifs certainement plus productifs pour opérer l'ajustement nécessaire (cf. Allen, 1981). Face à ce problème l'employeur a trois principales façons de réagir. Il peut rendre l'absence plus coûteuse pour l'employé en la sanctionnant par des promotions moins fréquentes à des postes-clés, voire par un licenciement, ou encore par la mise en place de primes liées à l'« assiduité »... Il peut également tenter un ajustement en rendant les horaires plus flexibles quand le type de travail le permet. Enfin, il peut préciser les procédures de sélection et de recrutement, afin d'éviter le plus possible les employés qu'il considère comme étant « à risque ». Encore faut-il déterminer les catégories à risque, et savoir quel type d'absentéisme pose problème à l'entreprise. De Kok (1997), par exemple, distingue à côté de l'absentéisme à base légale ou contractuelle (congés annuels, etc.) l'absentéisme involontaire, lié à la capacité (maladie, accident...), et l'absentéisme volontaire, lié à la motivation. Il va de soi que les mesures de contrôle que nous venons d'évoquer portent sur l'absentéisme volontaire, l'absentéisme involontaire étant plutôt l'objet de mesures de suivi des absences ou de mesures de prévention, afin d'améliorer la qualité et la sécurité de l'environnement de travail (ceci englobant aussi bien les notions d'hygiène que de bien-être).

On peut donc schématiser les raisons de l'absentéisme-maladie de la manière suivante. Dans un contexte où l'individu se voit offrir un contrat de travail dont les termes sont fixés (salaire, horaire, type d'emploi), l'absence-maladie peut survenir pour plusieurs raisons. Bien évidemment, dans un monde idéal et tout à fait honnête elle ne surviendrait que pour des raisons de santé, ce qui impliquerait certainement un absentéisme plus important chez les plus âgés, dans le personnel soumis à des tâches plus lourdes,... Cependant, l'horaire de travail fixé par contrat peut ne pas convenir totalement au travailleur, parce qu'il attribue plus de valeur à ses activités non-marchandes – travail domestique, loisirs (par exemple, dans le cas de parents d'enfants en bas âge). Dans ce cas, celui-ci peut simplement utiliser l'absence comme un moyen d'augmenter la flexibilité de son horaire ou de réduire son temps de travail effectif ; l'intuition attribuerait un absentéisme plus important aux mères de famille, par exemple. Il s'agit de l'absentéisme volontaire que nous venons d'évoquer. L'ampleur de ce type d'absence pourra dépendre des mesures de contrôle prises par l'employeur, telles que l'éventualité d'une sanction (en termes de salaire, de promotion, d'emploi), ou le système d'indemnités-maladie. On s'attendrait alors à ce que l'absentéisme

soit moins élevé lorsque les sanctions sont plus sévères et la menace plus forte (comme en cas de chômage élevé), ou encore lorsque le système d'indemnités est moins généreux (pour les contractuels par rapport aux statutaires, par exemple).

L'objectif de cette étude est d'utiliser les données disponibles quant aux caractéristiques et aux absences d'une population définie, et de mettre en évidence les facteurs qui jouent le rôle le plus important dans l'ampleur de l'absentéisme. Les résultats généralement attendus dans les analyses de l'absentéisme se retrouvent-ils dans notre échantillon ? En effet, la simple observation des fréquences est trompeuse et peut conduire les personnes responsables à des conclusions faussées sur les catégories d'agents les plus sujets à l'absentéisme. Ainsi, le statut est souvent lié à l'âge et certaines catégories comptables paraissant plus souvent absentes peuvent être simplement sur-représentées dans l'échantillon. Il est utile alors de pouvoir appréhender l'effet d'une variable en le « filtrant » le plus possible de l'effet des autres variables. Pour tester ces hypothèses, nous procédons de la manière suivante. Après une brève revue de la littérature sur le sujet dans la deuxième section, la section 3 décrit les données à notre disposition ainsi que l'échantillon que nous avons choisi d'étudier. Les fréquences simples sont présentées dans la section 4, tandis que la section 5 analyse plus précisément les données par l'utilisation de modèles Probit et de comptage. Enfin, la section 6 apporte nos conclusions.

2. Revue de la littérature

La plupart des études concernant l'absentéisme ont comme base le modèle standard d'offre du travail, basé sur le choix individuel loisir-revenu (alternativement, loisir-travail). En d'autres termes, chaque individu retire une certaine utilité de son travail (revenu, reconnaissance professionnelle,...) mais aussi de son temps de loisir. Il doit donc opérer un arbitrage entre ces deux possibilités d'allouer son temps. C'est le cas dans Barmby *et al.* (1995), qui étudient la question de l'absentéisme dans un contexte où un nombre limité de contrats à horaires fixes sont proposés². L'idée est la suivante : l'absentéisme permettrait

² Plus précisément, l'individu a le choix entre deux types de contrats exclusivement : temps plein (40h/semaine) et temps partiel (20h/sem.).

aux travailleurs d'ajuster les heures de travail réelles au niveau désiré. Ils seraient donc plus enclins à être absents lorsque leur optimum se situe en dessous du nombre d'heures précisé dans leur contrat de travail. Suivant le même modèle, on peut considérer certaines caractéristiques socio-économiques de la manière suivante : le mariage ou la présence d'enfants en bas âge, par exemple, peuvent donner plus de valeur aux activités non-marchandes de l'individu concerné ; ainsi les personnes mariées, ayant des enfants en bas âge, et les femmes, seraient plus susceptibles d'avoir un optimum en dessous des termes du contrat et donc, *ceteris paribus*, une plus grande propension à s'absenter³. Contrairement aux études antérieures ayant tendance à considérer seulement le côté offre de la question (soit les caractéristiques personnelles des travailleurs), l'objectif de Barmby *et al.* est de mettre en évidence l'effet de la structure du contrat et des mécanismes de contrôle utilisés par les employeurs. Leur conclusion confirme l'idée selon laquelle les termes du contrat de travail sont effectivement importants pour l'étude de l'absentéisme⁴. Le fait d'être à temps plein augmente l'absentéisme, alors que l'augmentation du salaire quotidien va de pair avec une diminution de l'absence. Quant au système d'indemnités-maladie, son influence sur l'absence est importante, ce qui suggérerait que la méthode employée en Suède est efficace comme moyen de contrôle de l'absentéisme⁵.

Par ailleurs, la forte conclusion de Barmby *et al.* est quelque peu nuancée par l'étude de Winkelmann (1996a). Celui-ci, au lieu de modèles Probit, utilise un modèle de comptage des données qui prend en compte l'hétérogénéité non observée et permet d'étudier une variable endogène discrète. Il conclut lui aussi à un effet de la structure des contrats, mais faible cette fois-ci. Remarquons encore qu'Allen (1981) envisageait déjà l'influence de la demande de travail. Il est vrai que ses résultats ne montraient pas de relation entre l'absence et le nombre d'heures stipulées dans le contrat mais de la même manière, d'après cet auteur⁶ :

³ Même si on peut considérer comme correcte la situation belge en matière d'infrastructure d'accueil disponible pour les jeunes enfants, des facteurs autres que la simple nécessité de s'occuper de ses enfants sont susceptibles d'influencer ce type de comportement (facteurs psychologiques, sentiment de culpabilité, plaisir à voir plus souvent sa famille,...).

⁴ Alors que l'effet du sexe, par exemple, ne semble significatif que dans une des deux manufactures anglaises étudiées.

⁵ Il s'agit d'un système attribuant des points aux individus pour chaque absence injustifiée, par exemple. Au bout de 2 ans, le nombre moyen annuel de points classe l'individu dans une catégorie, qui détermine ses indemnités en cas de congé-maladie pendant la troisième année. Pour plus de détails, voir Barmby *et al.* (1995).

⁶ Allen (1981), p. 79.

« *absenteeism acts, in effect, as an alternate means of obtaining work schedule flexibility* ». Pour Allen également, un individu sera absent plus fréquemment dans des firmes où les absents reçoivent des indemnités en cas de congé-maladie.

D'autres hypothèses concernant l'absentéisme peuvent être étudiées. En particulier, au vu de l'importance de la population féminine dans l'institution que nous allons analyser, les hypothèses concernant les différences de comportement des hommes et des femmes face à l'absence sont intéressantes. Ainsi, le modèle utilisé par Paringer (1983) repose également sur l'analyse traditionnelle de l'offre de travail mais avec une hypothèse précise : lorsque l'individu est absent du travail pour raison de maladie, le temps considéré n'est pas perdu pour lui, parce que son « temps de consommation » (ou de loisir) augmente, améliorant ainsi son utilité ; cette hypothèse est importante pour la suite. En effet, dans cette étude⁷ les variables économiques semblent avoir peu d'impact sur l'absence du travail, les principaux facteurs déterminants étant l'état de santé et l'âge, avec une importance différente selon le sexe. Plus précisément, l'âge a un impact beaucoup plus important sur l'absence des hommes. Le raisonnement est le suivant : il semble que la plus grande utilisation de mesures préventives et de soins médicaux faite par les femmes révèle en partie un plus grand investissement de celles-ci dans leur santé⁸. En particulier, le rôle dual traditionnel des femmes sur le marché du travail et dans leur foyer les incite doublement à réagir plus tôt à la maladie, dans la mesure où celle-ci réduit non seulement leur productivité au travail, mais également dans les tâches ménagères. La perception et le traitement de la maladie sont donc plus rapides chez la femme que chez l'homme, ce qui augmente la fréquence des absences, mais réduit leur importance. En conséquence, l'impact beaucoup plus important de l'âge sur l'absence des hommes peut résulter en partie des retombées positives du comportement de la femme vis-à-vis de sa santé, par l'intermédiaire de taux d'absence moins élevés dans les classes d'âge moyen, ainsi que d'espérances de vie plus longues. Par ailleurs, pour VandenHouvel & Wooden (1995), les femmes seraient plus

⁷ Etude réalisée à partir de données de 1974 et concernant plus ou moins 120 000 personnes de moins de 65 ans.

⁸ Notons que cette conclusion, déjà bien connue des démographes, est reprise dans un récent article du New York Times, bien que celui-ci y arrive par un raisonnement psychologique légèrement différent (Lipsyte, 1999).

sensibles aux facteurs se situant en-dehors de l'environnement de travail (événements générateurs de stress, responsabilités familiales,...), et donc sans doute moins sensibles au coût (salarial) de leur absence ; résultat confirmé par l'étude de Cassel *et al* (1996) basée sur une structure de panel qui, si elle confirme l'influence des incitants économiques et du niveau de compensation de l'indemnité-maladie sur le comportement des assurés, montre également que les hommes semblent plus sensibles que les femmes aux incitants économiques.

3. Données et échantillon principal

Nous utilisons les données enregistrées par une institution hospitalière depuis 1993 : l'enregistrement des absences y est effectué sur une base quotidienne. De plus, des données personnelles et socioprofessionnelles sont également enregistrées : âge, état civil, diplôme(s), catégorie comptable, statut de l'agent, lien avec l'institution, barème, poste à responsabilité, type de service,...

Dans l'échantillon principal, les individus sont observés sur une période de 72 mois (années 1993 à 1998). Par ailleurs, le taux d'absentéisme mensuel est appréhendé en termes d'individus. Un même individu exerçant plusieurs fonctions à l'intérieur de l'institution fera donc l'objet d'une observation unique pour chaque période étudiée. Le personnel concerné représente alors 2328 individus en 1993, 2395 en 1994, 2476 en 1995, 2486 en 1996, 2488 en 1997 et 2636 en 1998.

L'idée est d'utiliser la possibilité qui nous est offerte d'avoir pour chaque mois toutes les informations concernant chaque individu, y compris les différents épisodes possibles d'absence. Ceci nous permet de créer une forme de panel (c'est-à-dire un suivi de ces observations) qu'on appelle panel « non balancé », dans la mesure où chaque individu n'est pas nécessairement présent à toutes les périodes (*cf.* note méthodologique, section 5.1 en annexe). Pour les 6 années étudiées, nous avons donc un échantillon de 3361 individus (hors médecins en voie de spécialisation et personnel médical), soit 157.002 observations dont les grandes tendances sont les suivantes. Près de 65% des observations concernent des agents présents dans l'échantillon durant la totalité de la période étudiée. L'échantillon est composé principalement de femmes, d'employés et

de temps pleins, majoritairement d'individus mariés et de personnel soignant. L'âge moyen est de 40 ans et l'ancienneté réelle moyenne d'environ 14 années. Les centres de frais les plus représentés sont la logistique et les unités de soins. Enfin, près de 7% des observations concernent des agents ayant une responsabilité de gestion d'équipe.

3.1. Définitions des taux d'absentéisme

Le taux d'absentéisme mensuel (hors maladie de plus d'un an) est calculé par rapport au nombre de jours prestables dans le mois concerné. Pour plus de précision, nous pouvons envisager différents taux d'absentéisme :

- Le taux d'absentéisme concernant uniquement les maladies de court terme, moins d'un mois (Taux MCT).
- Le taux calculé sur les maladies de 30 jours et plus (Taux ML)⁹.
- Ce que nous considérons comme l'absentéisme total, hors maternité : les maladies de moins de 30 jours et maladies de 30 jours et +, plus les absences pour convenance personnelle (Taux ABS2).
- Le taux concernant uniquement les congés de maternité (Taux MAT).
- Enfin, la somme des absences catégorie ABS2 et des congés de maternité (Taux GLO2), soit le taux d'absentéisme global (hors maladie de plus d'un an)¹⁰.

Le graphique A. 1 en annexe donne un aperçu rapide de l'évolution de ces différents taux au cours de la période étudiée. Les chiffres se trouvent également en annexe, tableau A.1. Nous avons choisi d'étudier les deux premiers

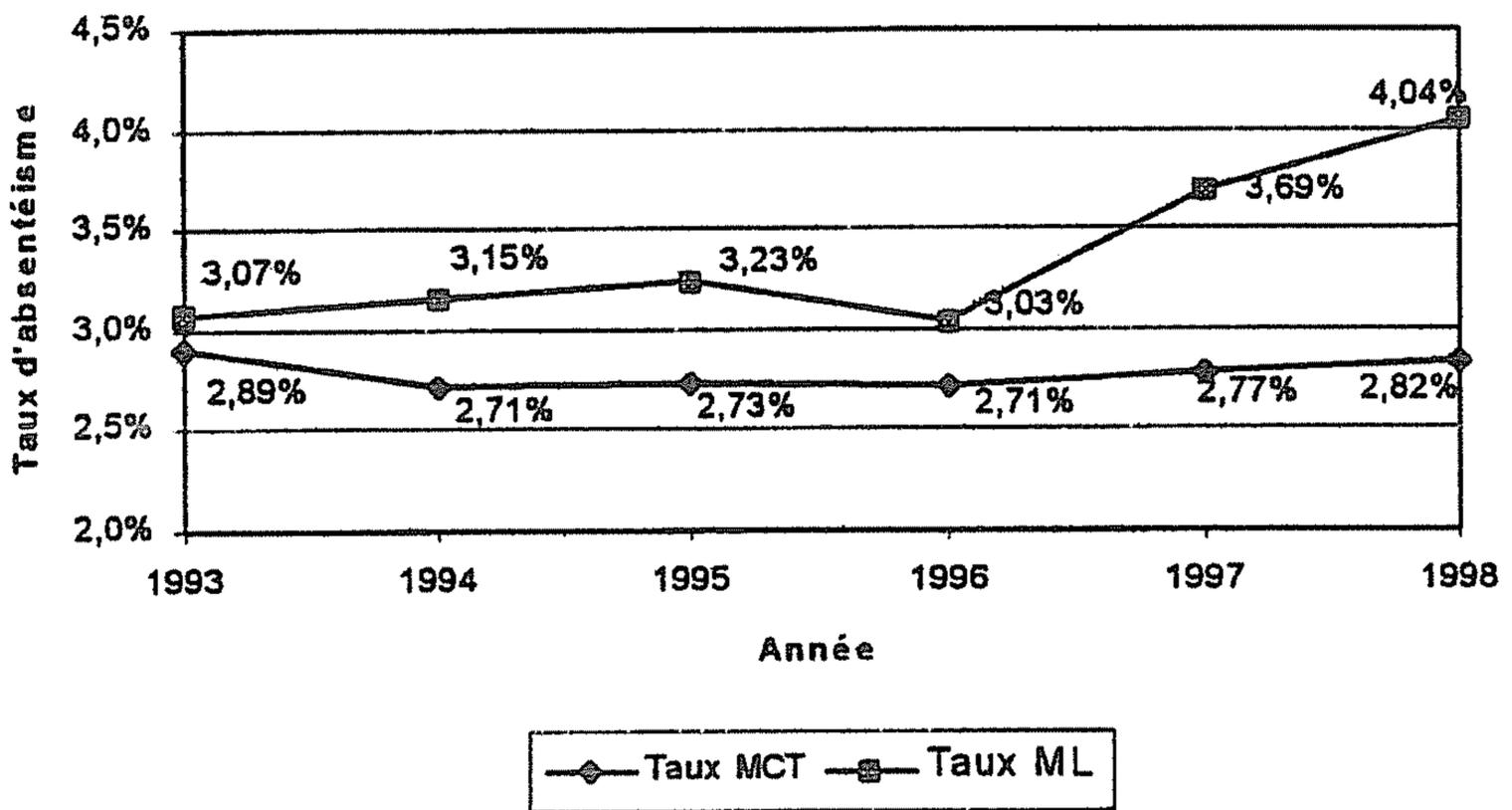
⁹ La méthode utilisée nous permet de considérer l'absence de longue durée comme telle dès le premier jour. Ce qui explique qu'un agent puisse enregistrer un faible taux d'absence de 30 jours et + pour un certain mois, cette absence se prolongeant alors le(s) mois suivant(s).

¹⁰ Notons que les taux d'absence envisagés ici concernent essentiellement les absences pour cause de maladie. Les absences pour accident de travail, par exemple, sont typiquement des absences de type involontaire (cf. Introduction), et feront plutôt l'objet de mesures tout à fait spécifiques de la part des responsables de l'institution. De la même manière, nous n'avons pas inclus dans ces calculs les absences pour maladie professionnelle.

taux, les taux MCT et ML, pour l'intérêt de cette distinction¹¹. Le graphique 3.1 indique leur évolution.

GRAPHIQUE 3.1

Evolution des taux MCT et ML



On voit bien ici que si les taux d'absentéisme concernant les maladies de court terme sont restés très stables entre 93 et 98, la hausse des maladies de 30 jours et + est assez régulière, exception faite du creux marqué en 1996, que nous retrouvons dans les résultats des différents modèles. Le taux d'absentéisme total tel que défini ci-dessus (Taux ABS2) passe de 6,07% à 6,99% entre 93 et 98 (voir annexe 1). D'un autre côté, le taux d'absentéisme global a également augmenté de manière assez régulière sur toute la période considérée (de 6,32% en 93 à 9,07% en 98), traduisant en partie l'augmentation assez forte des congés de maternité.

¹¹ L'annexe I explique brièvement le système d'indemnités-maladie dans l'institution concernée, et met en évidence la limite entre court terme et long terme.

3.2. Description de l'échantillon

3.2.1. L'indicateur de présence dans l'échantillon

Tout d'abord, le tableau 3.1 donne une idée de la mobilité des agents, en fonction du nombre de mois où ils sont présents dans l'échantillon. En bref, on peut noter que 64,5% des observations concernent des agents qui sont présents dans l'effectif de l'institution pendant les 6 années étudiées¹².

TABLEAU 3.1

Présence des agents dans l'échantillon

Nombre de mois	Pourcentage des observations
1 – 12	4,0%
13 – 24	2,1%
25 – 36	2,5%
37 – 48	3,3%
49 – 60	4,0%
61 – 71	19,6%
72	64,5%
(soit toute la période considérée : 6 ans)	

3.2.2 Le sexe

Les femmes représentent 79,7% des observations, principalement dans les catégories « personnel administratif » (84,2% de femmes) et « personnel soignant » (86,4%). Par ailleurs, elles représentent 81,2% des agents nommés.

3.2.3 L'état civil

Les célibataires¹³ représentent 24,8% des observations pour 58,6% de mariés et 11,3% de divorcés. Les catégories « séparé(e) » et « veuf et veuve » comptant

¹² Ce qui ne signifie évidemment pas qu'ils soient présents au travail. Par ailleurs, nous ne détaillerons pas cette variable dans l'analyse, car elle présente peu de significativité.

¹³ Il s'agit de la notion légale d'état civil, ce qui implique une certaine approximation quant aux diverses situations réelles que l'on peut rencontrer (*cf. concubinage*).

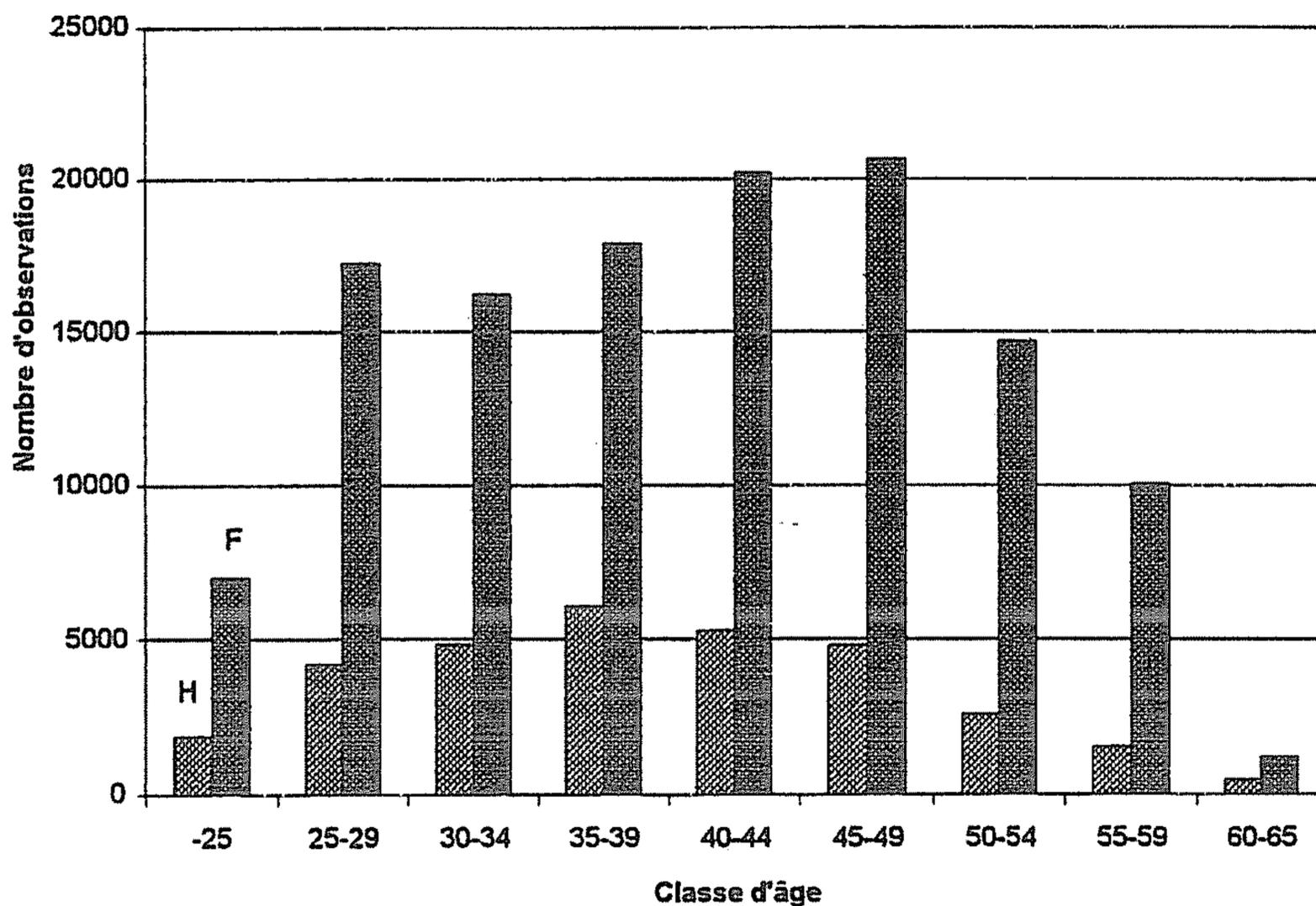
pour les 5,3% restant. En particulier, la catégorie « marié(e) » représente 65,3% des observations masculines, tandis que chez les femmes, la catégorie « divorcé(e) » est sur-représentée avec 12,4% (contre 6,9% chez les hommes).

3.2.4 L'âge

Le graphique 3.2 montre la répartition des observations par âge et par sexe. Si les 35-39 ans représentent 19% des observations chez les hommes, ce sont les catégories 40-44 et 45-49 qui sont les plus nombreuses chez les femmes, avec plus de 16% pour chacune de ces 2 classes d'âge. L'âge moyen sur tout l'échantillon est de 40 ans ; il est passé de 39 ans en 1993 à 39,4 en 1994, pour atteindre 40,7 ans en 1998.

GRAPHIQUE 3.2

Répartition des observations par âge et par sexe



3.2.5 La catégorie comptable

Hors personnel médical, le personnel soignant représente 56,2% des observations, suivi par le personnel salarié (20,1%), le personnel administratif (13,2%), le personnel paramédical (8,3%), et enfin la catégorie « autre »¹⁴ (2,2%).

3.2.6 Code emploi/Statut

L'échantillon comprend 71% d'employés pour 29% d'ouvriers. On retrouve les femmes majoritairement dans la catégorie employés (dont elles représentent 84%). Quant aux nominations, elles concernent 38% des femmes et 35% des hommes.

3.2.7 Le type de centre de frais

Les centres de frais ont été groupés en fonction de différentes caractéristiques : les agents ont un contact avec les patients ou non, ils travaillent ou non dans l'urgence, le contact est un contact de type « passager » ou au contraire de type « suivi ». Les 5 types définis se répartissent de la manière suivante : logistique, 38% (55% chez les hommes) ; unités de soins, 33,7% (38% chez les femmes) ; médico-technique, 12,3% ; urgences-soins intensifs, 11,5% ; et policliniques, 4,4%.

3.2.8 La responsabilité de gestion de personnel

Par ailleurs, 6,6% des observations concernent des agents qui ont la responsabilité d'autres membres du personnel ; cette proportion n'étant que de 4,6% chez les femmes, pour 14,6% chez les hommes.

3.2.9 Temps plein/Temps partiel

Soixante-neuf pourcents des individus occupent une fonction à temps plein. Parmi ceux qui occupent une fonction à temps partiel, 7,9% totalisent moins d'un mi-temps avec leurs différentes fonctions, 54,4% d'un mi-temps à moins d'un 3/4 temps, 30,7% d'un 3/4 temps à moins d'un temps plein, et 7% totalisent un temps plein. Il est intéressant de voir que pour les fonctions occupées par des hommes, le pourcentage de temps « complets » grimpe à 87,4%, contre 64,3% chez les femmes.

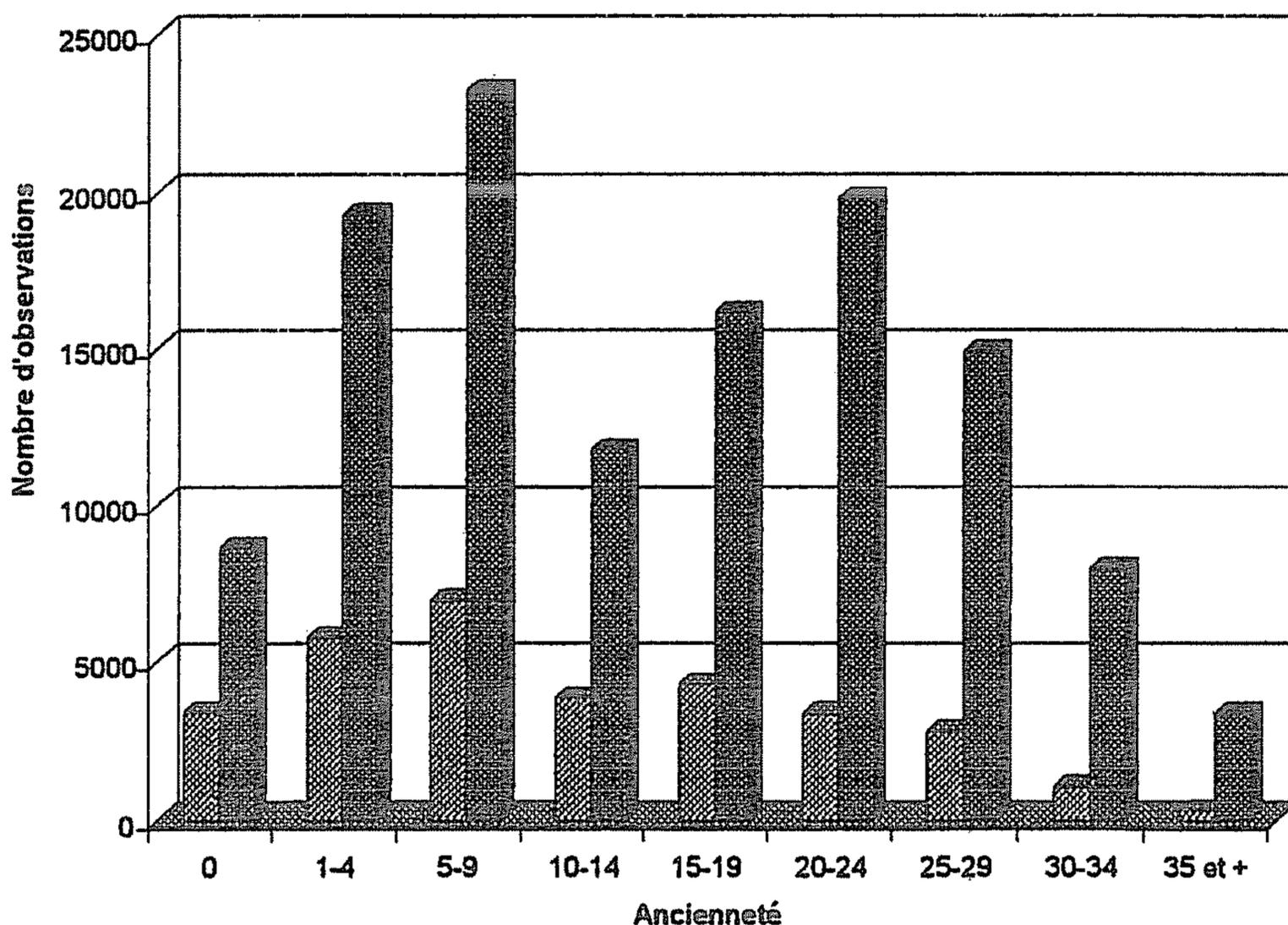
¹⁴ Pour l'essentiel, les informaticiens, pharmaciens et techniciens.

3.2.10 L'ancienneté réelle

L'ancienneté réelle moyenne est passée de 13,2 années à 14,7 années entre 1993 et 1998. La moyenne générale est de 14,1 années. Le graphique 3.3 donne un aperçu de la répartition des observations entre les différentes classes d'ancienneté, par sexe (pour les hommes d'abord, ensuite pour les femmes).

GRAPHIQUE 3.3

Répartition selon la classe d'ancienneté



4. Premiers résultats : les fréquences

Les fréquences simples semblent montrer plusieurs tendances, à la fois quant à la probabilité de survenance de l'absence (en fait, la probabilité d'un taux d'absence mensuel strictement positif), et quant à son importance (la moyenne du taux). Il faut garder à l'esprit de ne pas tirer de conclusions hâtives de ces fréquences simples. En effet, il est plus que probable que les différentiels d'absentéisme observés au travers de ces fréquences s'expliquent par des facteurs

En général, les résultats vont dans le même sens pour les deux types d'absentéisme considérés, mais parfois dans une mesure différente. C'est ainsi qu'on observe dans les deux cas des probabilités plus élevées chez les femmes, chez les divorcés et séparés, parmi les ouvriers, dans le secteur « logistique ». Elles sont supérieures chez les agents les plus anciennement nommés, et la probabilité augmente avec l'âge dans le cas de long terme.

le sexe La probabilité d'enregistrer un taux d'absence strictement positif pour maladie de court terme (taux MCT) est supérieure chez les femmes, puisqu'elles sont 13,4% dans cette catégorie, contre 11% chez les hommes. Leur sur-représentation est plus sensible encore en ce qui concerne le taux ML.

l'état civil On trouve une propension plus élevée à l'absence MCT chez les individus divorcés et séparés, tendance un peu plus marquée pour les absences de type long. Pour ces dernières, la propension est la plus élevée chez les veufs/veuves, mais le nombre d'observations concernées est très réduit.

l'âge Il ne semble pas qu'une classe d'âge soit sensiblement sur-représentée dans la catégorie « court terme ». Par contre, pour les absences ML, la sur-représentation est visible à partir de la classe des 40-44 ans et va croissant jusqu'aux 60-65 ans.

la catégorie comptable Les fréquences simples montrent déjà une propension plus importante à l'absence MCT chez les personnels administratif et salarié. Pour les absences ML, par contre, ce sont les personnels salarié et soignant qui sont légèrement sur-représentés.

code emploi et statut Quant au code emploi, il révèle une sur-représentation des ouvriers dans les deux types d'absence. D'autre part, une légère sur-représentation des agents nommés est observée au niveau des absences MCT, et est même un peu plus significative en ce qui concerne les absences ML. Les agents nommés avant 1989 ont la propension la plus élevée aux deux types d'absence. Bien entendu, on peut déjà signaler l'importance de l'effet « âge » dans ce résultat.

le type de centre de frais Les secteurs médico-technique et policliniques présentent les propensions à l'absence de court terme les plus faibles, à l'opposé du secteur logistique. Par contre, c'est le secteur urgences-soins intensifs qui semble le moins sujet à l'absence de long terme.

la responsabilité de gestion de personnel Les tendances ne révèlent rien de significatif, mise à part une propension légèrement plus élevée à l'absence de court terme chez les individus sans responsabilité de gestion.

temps plein / temps partiel Conformément aux études citées (*cf. Barmby et al., 1995*), les temps pleins semblent également avoir une tendance plus fréquente à l'absence de court terme, mais sans que cette tendance soit marquée. Par ailleurs, si l'on distingue les agents occupant une fonction unique à temps plein de ceux dont l'ensemble des fonctions représente un temps plein, on remarque que ce sont ces derniers qui poussent à la hausse l'absence de court terme dans la catégorie « temps plein », mais sont légèrement sous-représentés lorsqu'il s'agit de l'absence de long terme.

l'ancienneté réelle L'effet de la classe d'ancienneté réelle semble tout à fait similaire à celui de la classe d'âge ; il y a évidemment une forte corrélation entre ces deux variables. Il n'y a pas de différence significative pour le taux MCT, sauf une légère sous-représentation de la classe des 15-19 années. Par contre, pour le taux ML, la sur-représentation commence légèrement avec cette même classe des 15-19 années, puis augmente dans les catégories supérieures. Nous ne prenons plus en compte cette variable par la suite, étant donné sa forte corrélation avec l'âge et donc son faible intérêt pour notre analyse.

4.2. Taux d'absence moyens

Nous avons observé l'évolution générale des taux d'absence moyens ci-dessus. De la même manière que nous venons d'étudier l'effet des différentes variables explicatives sur la probabilité d'être absent, voyons maintenant quels sont les effets de ces variables sur les taux d'absence moyens. Sauf principalement en ce qui concerne l'âge et la catégorie comptable, les résultats sont sensiblement identiques à ceux obtenus pour les probabilités ; seul le degré de significativité peut différer. Le tableau A.3.2 en annexe détaille les caractéristiques d'ordre personnel et les caractéristiques d'ordre socio-organisationnel. On observe ainsi des taux moyens plus élevés chez les femmes, chez les divorcés et séparés, parmi le personnel salarié, les ouvriers, dans le secteur « logistique ». Ils augmentent également avec l'âge, et sont supérieurs chez les agents les plus anciennement nommés.

le sexe Un taux moyen plus élevé chez les femmes, surtout pour l'absence de type long.

l'état civil Un taux MCT plus élevé chez les divorcés et chez les séparés ; un taux ML plus important chez les divorcés et séparés, et plus encore chez les veufs. De nouveau, nous pouvons avoir l'intuition d'un effet de l'âge sur ce résultat.

l'âge Le taux moyen augmente avec l'âge : légèrement pour les absences MCT, de manière plus visible pour les absences ML.

la catégorie comptable Pour les absences-maladie de type court, le personnel salarié a le taux le plus élevé, suivi par les personnels administratif et soignant ; pour le taux d'absence de longue durée, ce sont les personnel salarié et soignant qui sont en tête.

code emploi et statut Comme précédemment, le taux est plus élevé chez les ouvriers pour tous les types d'absence. Les agents nommés avant 1989 présentent un taux supérieur pour les absences des deux types, alors que les agents nommés entre 1993 et 1998 ont les taux les plus bas.

le type de service Le personnel du secteur « logistique » a le taux le plus élevé dans les deux types d'absence. De plus, en ce qui concerne l'absence de type long, le secteur « médico-technique » présente un taux assez élevé également, alors qu'il était faible pour les absences de court terme. A l'opposé, les urgences-soins intensifs ont le taux d'absence de long terme le plus faible.

la responsabilité de gestion de personnel Les agents à responsabilité de gestion de personnel présentent quant à eux un taux MCT plus bas, mais un taux un peu plus élevé d'absence de longue durée.

temps plein/temps partiel Enfin, les temps pleins présentent un absentéisme de court terme plus important, surtout les individus qui cumulent plusieurs fonctions pour atteindre ce temps plein ; la tendance s'inverse pour les absences de long terme, puisque ce sont alors les temps pleins « uniques » qui atteignent le taux le plus important, suivis par les temps partiels.

5. Principaux résultats des modèles PROBIT et de comptage

5.1. Modèle PROBIT

Dans cette deuxième étape, il est important de considérer dans un même modèle les différentes caractéristiques observables, et d'examiner leur impact sur la probabilité mensuelle d'être absent. De nouveau, il s'agit bien ici d'observer l'impact des différentes variables sur la probabilité d'être absent ou non en un mois donné. Mais par rapport aux fréquences simples, l'apport essentiel de cette méthode est de nous permettre de filtrer chaque facteur de l'influence des autres facteurs considérés dans le modèle. Pour cerner un peu mieux l'effet conjugué de différentes variables, nous avons donc utilisé des modèles PROBIT, dont le lecteur pourra lire les résultats complets en annexe 4¹⁵.

5.1.1 Taux ML : maladie de 30 jours et plus

Plusieurs facteurs détaillés ci-dessous vont dans le sens de l'intuition, et des premières fréquences calculées. Mais à ce stade de la recherche, nous obtenons un résultat assez inattendu. En effet, dans les résultats présents, on observe un impact négatif du fait d'être nommé sur l'absence de type long. Ce qui signifierait, *ceteris paribus*, que les agents nommés ont une probabilité moindre d'avoir un taux d'absence positif. En ce qui concerne les distinctions présentées ci-dessus, les résultats obtenus sont similaires : les nommés entre 89 et 92 ou entre 93 et 98 présentent une probabilité moindre que les contractuels. Or, si on suit le modèle utilisé notamment par Barmby *et al.* (1995), on peut s'attendre à ce que les agents statutaires (nommés) aient un taux d'absentéisme supérieur à celui des contractuels, en particulier l'absentéisme de plus de 30 jours, et ce pour plusieurs raisons. Premièrement, le système d'indemnités auxquelles ils ont droit en cas de congé-maladie de longue durée est plus intéressant pour les premiers. Ensuite, les contractuels peuvent être incités à plus d'assiduité par le risque qu'ils encourent d'être sanctionnés par une mise au chômage (*cf.* Johansson & Palme, 1996). Toutefois, certaines réserves doivent être faites à ce sujet. Quels sont les éléments qui peuvent amener ce résultat « contre-intuitif » ? D'une part, il se peut que les variables de contrôle choisies ne soient pas parfaites, ce qui

¹⁵ Pour chacune des variables étudiées, la catégorie absente dans la liste des résultats représente la référence. Par ailleurs, la variable « code emploi » n'a pas été reprise, dans la mesure où cette distinction est incluse dans la « catégorie comptable » ; en effet, la catégorie « ouvriers » correspond à la catégorie « salariés ».

pose un problème de comparaison ; il faudrait peut-être tenir compte aussi d'autres variables, telles que les types d'horaire, le caractère dangereux du travail effectué, la présence de responsabilités familiales,... D'autre part, la pression imposée par la perspective du chômage peut dépendre des conditions d'emploi dans un secteur précis, ce qui entraînerait des différences selon le type d'emploi et la catégorie comptable. Enfin, en comparaison avec les statutaires généralement plus anciens, les contractuels peuvent montrer un manque de dévouement, d'attachement à l'institution pour laquelle ils travaillent, ce qui augmenterait leur propension à l'absence.

le sexe Le fait d'être une femme a un impact positif sur la probabilité d'être absent.

l'état civil La probabilité d'être absent est également plus importante pour les « non-célibataires », en particulier les catégories « divorcé », « séparé » et « veuf ».

l'âge De manière aussi significative, la probabilité d'un épisode d'absence au moins dans le mois semble augmenter à chaque classe d'âge. En effet, par rapport à la catégorie de référence – les 45-49 ans –, toutes les classes d'âge inférieur présente un coefficient significativement négatif dans les deux cas, sauf les 40-44 ans. A partir des 50-54 ans, le coefficient est alors significativement positif, et ce de manière croissante.

la catégorie comptable Par rapport au personnel salarié, les personnels « administratif » et « autre » ont un coefficient significativement négatif, alors que la probabilité d'absence est plus importante dans le personnel paramédical et surtout soignant.

le type de service Les résultats sont quelque peu différents de ceux que laisseraient présager l'examen des taux moyens. En effet, on peut voir que les secteurs les moins touchés par l'absence de longue durée sont les secteurs polycliniques et unités de soins, suivis par les urgences et soins intensifs (qui n'ont donc plus la probabilité la plus faible). Les plus enclins à l'absence seraient donc le médico-technique, et surtout le logistique.

la responsabilité de gestion de personnel La responsabilité de gestion de personnel implique cette fois une propension moins élevée à l'absence, ce qui semble logique dans une optique de motivation.

temps plein / temps partiel Le temps partiel montre bien une probabilité inférieure à celle du temps plein¹⁶.

le statut On observe un impact négatif du fait d'être nommé sur l'absence de type long. Plus précisément, les nommés entre 89 et 92 ou entre 93 et 98 présentent une probabilité moindre que les contractuels¹⁷.

l'année Si on observe la dimension temporelle de l'analyse, il semble que l'année 1996 ait la probabilité la plus faible, puisque tous les autres coefficients sont positifs, les plus significatifs étant respectivement ceux de 1997 et de 1998 ; cela confirme l'impression donnée par le graphique 4.1.

le trimestre (effet saisonnier) La variable trimestre varie conformément à l'intuition, puisque le troisième trimestre (comprenant les mois d'été) montre la probabilité la plus faible, la plus élevée étant celle du deuxième trimestre (avril-mai-juin).

5.1.2 Taux MCT : maladie de moins de 30 jours

Pour les absences de type court, nous avons exclu de l'échantillon les observations pour lesquelles le taux d'absence de longue durée était positif, afin d'éviter d'introduire un biais. Nous avons donc 150.437 observations. Le sexe et la responsabilité de gestion d'équipe jouent dans le même sens que pour le type long, de même que l'état civil. Les résultats sont également similaires pour le type de service, avec un absentéisme plus important pour les secteurs « urgences et soins intensifs », « médico-technique » et surtout « logistique ». Par contre, l'effet de l'âge est beaucoup moins clair que dans la section précédente. Le personnel salarié semble le plus fréquemment absent, de même que les temps pleins « cumulés ». C'est le premier trimestre qui montre cette fois la probabilité la plus élevée. Quant au statut, il n'en va pas de même que pour les absences ML. Par rapport aux contractuels, le coefficient des agents nommés avant 89 est positif, soit une probabilité plus importante pour cette catégorie d'avoir un taux d'absence mensuel positif.

le sexe Le sexe joue dans le même sens que pour le type long, soit un absentéisme plus important pour les femmes.

¹⁶ La distinction temps plein unique – temps plein cumulé n'est pas significative.

¹⁷ Le coefficient concernant les agents nommés avant 1989 n'est pas significatif.

l'état civil De nouveau, la probabilité d'être absent est plus importante chez les « non-célibataires » (avec toutefois un coefficient positif plus important pour la catégorie « divorcé(e) » que dans l'absentéisme de type long).

l'âge L'effet de l'âge est beaucoup moins clair que dans la section précédente, plusieurs catégories étant non significatives. Toutefois, on peut observer quand même une probabilité plus faible pour les 40-44 ans par rapport aux 45-49 ans, et à l'opposé, une probabilité plus élevée pour les moins de 30 ans, ainsi que pour les 55-59 ans.

la catégorie comptable Le personnel salarié est le plus fréquemment absent, suivi du personnel administratif, à l'opposé du personnel « autre ».

le type de service La distinction par type de service indique, en référence au secteur « unités de soins », un coefficient négatif pour les polycliniques et positif pour les secteurs « urgences et soins intensifs », « médico-technique » et surtout « logistique » (dans l'ordre d'importance du coefficient).

la responsabilité de gestion de personnel La responsabilité de gestion d'équipe indique une probabilité moindre d'être absent.

temps plein / temps partiel Le type d'horaire va dans le sens des taux moyens observés, puisque les temps pleins « cumulés » ont la probabilité la plus élevée, suivis par les temps pleins « uniques » et enfin les temps partiels.

le statut Par rapport aux contractuels, le coefficient des agents nommés avant 89 est positif, soit une probabilité plus importante pour cette catégorie d'avoir un taux d'absence mensuel positif. Par contre, le coefficient des agents nommés entre 1993 et 1998 est négatif. Au total, le fait d'être nommé indique un coefficient non significatif.

l'année La variable « année » ne présente aucun coefficient significatif.

le trimestre (effet saisonnier) Le premier trimestre montre cette fois la probabilité la plus élevée¹⁸, suivi du troisième puis seulement du deuxième trimestre.

¹⁸ Les mois de janvier à mars sont généralement reconnus comme étant les plus sujets aux maladies « bénignes » (refroidissements, manque de tonus,...).

5.2 *Modèle binomial négatif à effets aléatoires*

L'analyse menée dans la section précédente comporte deux limites majeures. La première est inhérente à l'outil statistique. Le modèle Probit s'avère efficace pour traduire les comportements dichotomiques simples (travailler / ne pas travailler) ou polytomiques indépendants (aller travailler en voiture / à pied / en train / en bus...). Cependant, l'information dont nous disposons est plus riche, et il serait certainement réducteur de limiter l'analyse à la seule question absence / travail. Le modèle Binomial négatif intègre bien cette problématique, mais permet également de différencier l'absentéisme en fonction de sa durée mensuelle¹⁹. La seconde limite concerne la méthode d'estimation. Dans la section précédente, chaque observation est supposée indépendante. Or, on voit bien que si les observations relatives à des individus différents peuvent être indépendantes, il n'en va pas de même pour les observations mensuelles concernant un seul et même individu. La prise en compte d'un tel effet, appelé « effet individuel », demande des techniques particulières, à savoir les Panels. Dans cette section, nous utilisons donc un modèle de comptage qui est le modèle binomial négatif à effets individuels aléatoires. Ceci afin de voir si les résultats des modèles Probit sont confirmés lorsqu'on prend en compte les dimensions panel et durée d'absentéisme. Le lecteur intéressé trouvera à l'annexe 5 une note méthodologique, ainsi que les tableaux de résultats. Le logiciel utilisé est LIMDEP 7.0.

5.2.1 Résultats pour les absences de type long (Taux ML)

Les résultats les plus significatifs du modèle concernant le taux d'absentéisme de type long sont les suivants : un absentéisme plus important chez les femmes, dans le personnel soignant, en logistique, et chez les contractuels. De plus, il augmente significativement avec l'âge.

le sexe L'absentéisme de type long est plus important pour les femmes.

l'état civil De même chez les personnes divorcées (bien que ce coefficient soit faible) et séparées ou veuves, par rapport aux célibataires.

l'âge Plus la classe d'âge est élevée, plus l'absentéisme de type ML est important, avec un coefficient de plus en plus élevé (excepté toujours l'absence de différence significative entre les 40-44 ans et les 45-49 ans).

¹⁹ cf. Winkelmann (1996a).

la catégorie comptable Par rapport au personnel salarié, un absentéisme un peu plus élevé dans le personnel paramédical, et surtout dans le personnel soignant. Les coefficients concernant les personnels administratif et autre ne sont pas significatifs.

le type de centre de frais Par rapport aux services « médico-technique », seul le type « logistique » montre un coefficient positif, alors que les types « unités de soins », « urgences-soins intensifs » et « polycliniques » présentent chacun un coefficient négatif (du même ordre de grandeur). Le plus sujet à l'absence serait donc le logistique, suivi du médico-technique.

la responsabilité de gestion d'équipe Toujours une probabilité moindre en cas de responsabilité.

temps plein / temps partiel Le temps plein montre un très léger effet positif sur l'absence de type ML.

le statut Enfin, les 3 catégories d'agents nommés montrent de nouveau un coefficient négatif, soit un absentéisme de type long moindre que chez les contractuels. La différence la moins significative étant celle enregistrée par les agents nommés avant 1989 (toujours par rapport aux contractuels).

l'année Les résultats confirment ceux obtenus avec le modèle PROBIT, dans la mesure où 1996 semble montrer le taux d'absentéisme le plus faible, avec une hausse significative en 1997 puis 1998²⁰.

le trimestre (effet saisonnier) On observe bien que le troisième trimestre affiche toujours un taux d'absentéisme plus faible que celui des autres trimestres.

5.2.2 Résultats pour les absences de type court (taux MCT)

Comme dans la section 5.1.2, nous avons retiré de l'échantillon les observations pour lesquelles une absence de longue durée a été observée. Toutefois, même avec cette précaution, les résultats pour les absences de type court restent à nouveau moins significatifs que pour les absences de type long. La seule va-

²⁰ Après discussion avec les gestionnaires de l'institution, aucune explication claire n'est apparue quand au « creux » d'absentéisme de long terme observé en 1996.

riable montrant un effet plus significatif que pour les absences de type long est la variable saisonnière (les trimestres). Cette perte de significativité est sans doute due en partie à la non observation de certaines variables explicatives pour cette catégorie d'absence.

le sexe L'absentéisme de type MCT est plus important pour les femmes.

l'état civil De même chez les personnes divorcées et, de manière moins sensible, séparées ou veuves (également chez les personnes mariées, mais avec un coefficient très faible).

l'âge Peu significatif, à la manière des modèles Probit. On peut quand même observer des petites particularités. Par rapport aux 45-49 ans, les moins de 25 ans affichent un coefficient significativement positif. C'est le cas aussi des 25-34 ans, ainsi que des 55-65 ans, mais avec des coefficients beaucoup plus faibles. Enfin, les 40-44 ans montrent une probabilité légèrement plus faible que les 45-49 ans.

la catégorie comptable Par rapport au personnel « salarié », un absentéisme un peu moins élevé dans le personnel « paramédical », et surtout « autre »²¹.

le type de service De nouveau, seul le secteur logistique présente une propension plus élevée que le secteur médico-technique, tandis que les moins enclins à l'absentéisme sont les secteurs unités de soins et surtout policliniques.

la responsabilité de gestion de personnel La responsabilité de gestion de personnel implique bien une propension moins élevée à l'absence.

temps plein / temps partiel Le temps plein montre un effet positif sur l'absence.

le statut Pour terminer, la catégorie « nommés » montre des résultats différents selon les années de nomination. En effet, le personnel nommé avant 1989 présente un coefficient positif, ce qui signifie une propension plus élevée à l'ab-

²¹ Notons que lorsqu'on observe seulement l'échantillon féminin, cette variable est beaucoup plus significative, bien que le sens des effets soit le même ; la plus forte propension à l'absence de type court est encore observée dans le personnel salarié, suivi des personnels administratif et soignant.

sentéisme de type court que les contractuels. Par contre, les agents nommés entre 89 et 92 ainsi que ceux nommés entre 93 et 98 affichent une propension plus faible à l'absence, en particulier ces derniers. Au total, on observe pour les nommés un coefficient faible mais positif. On obtenait déjà ce résultat dans les modèles Probit.

l'année Pas de coefficient significatif.

le trimestre (effet saisonnier) Le premier trimestre enregistre un taux d'absentéisme MCT plus élevé, à l'opposé du troisième trimestre.

Les résultats du modèle de comptage confirment pour l'essentiel ceux du modèle Probit pour les deux types d'absence. Ils les précisent également, la significativité de certaines variables étant quelquefois différente. En particulier, ils confirment les résultats concernant l'âge et le statut des agents. Pour les absences de type long, toutes les catégories d'agents nommés présentent un absentéisme inférieur à celui des contractuels. Par contre, pour les absences de type court, l'ancienneté de nomination joue un rôle.

6. Conclusions

Nous pouvons maintenant préciser l'importance des facteurs déterminant l'absentéisme. Le premier facteur est celui de la santé objective. En utilisant l'âge comme indicateur, nous mettons en évidence un impact important de celui-ci sur les absences de long terme. De plus, les résultats concernant le personnel soignant peuvent également indiquer un effet de la lourdeur des tâches sur la santé, et donc sur l'absentéisme. D'une part, le personnel soignant est le plus sujet à l'absentéisme de long terme. D'autre part, si nous utilisons le modèle séparément pour le personnel soignant, nous observons que les individus d'âge plus jeune sont encore moins sujets à l'absentéisme que dans la population totale, tandis que les âges plus élevés le sont encore plus.

Le deuxième facteur est le coût d'opportunité du travail par rapport aux activités non-marchandes (loisirs, travail domestique). Effectivement, l'absentéisme des femmes est plus élevé, bien que les congés de maternité n'entrent pas dans l'analyse. Malheureusement, nous ne possédons pas les informations nécessai-

res pour étudier l'impact plus que probable des responsabilités familiales (par exemple, la présence d'enfants en bas âge). Par contre, d'autres facteurs peuvent augmenter la valeur attribuée au travail. La motivation est évidemment un facteur important, et difficilement mesurable avec les données actuelles. La gratification que l'on retire de son travail, le degré de motivation et d'implication dans la tâche à accomplir et dans l'institution peuvent avoir une influence prépondérante sur l'absentéisme. Nous en trouvons une indication dans la propension plus élevée à l'absentéisme du personnel du secteur logistique, probablement moins impliqué dans les relations avec les patients. L'absentéisme systématiquement inférieur des agents ayant une responsabilité de gestion d'équipe joue également dans ce sens. Dans la population étudiée, ceci viendrait confirmer les résultats de VandenHouvel & Wooden (1995) et de Cassel *et al.* (1996), montrant que les femmes seraient moins sensibles aux facteurs économiques.

Les incitants économiques sont le troisième grand facteur. Nos résultats indiquent un absentéisme de long terme plus important chez les contractuels que chez les agents nommés (quelle que soit l'année de la nomination). Ce qui tend à montrer que la pénalité financière, les différences dans le système d'indemnités-maladie n'ont pas d'effet sur l'absence de 30 jours et plus²². Par contre, les agents les plus anciennement nommés (avant 1989) ont une propension plus importante à l'absentéisme de court terme que les contractuels. Le système de capital-maladie peut être une des explications à ce phénomène. En effet, les agents nouvellement nommés ont un faible capital, qu'il est important de maintenir pour faire face aux éventuels besoins en cours de carrière. Avec un tel comportement de précaution, lorsque l'ancienneté augmente, le capital grossit également. En même temps, le nombre d'années pendant lesquelles l'agent risque de devoir utiliser son capital diminue. Il est donc tentant de puiser plus fréquemment et plus facilement dans ce capital, de manière à l'utiliser avant la pension.

De manière plus générale, on peut considérer les absences de court terme comme des absences plutôt de convenance, quand les absences de long terme sont plus nécessaires, involontaires. Il n'est pas impossible en effet que le senti-

²² De plus, l'introduction de la variable « salaire » dans le modèle n'apportait aucun changement à l'analyse. C'est pourquoi nous n'avons pas détaillé cette série de résultats.

ment général du contractuel face à son travail, sa crainte peut-être d'une sanction ou d'une mauvaise image vis-à-vis de l'institution, ou encore le manque de considération qu'il peut ressentir, l'incite à retarder le plus possible des absences ponctuelles, aggravant par là une affection débutante et rendant son absence finalement inévitable (médicalement et/ou psychologiquement) et plus longue. Le nommé, quant à lui, de par sa sécurité d'emploi et la reconnaissance qu'elle peut lui témoigner de la part de son institution, peut se permettre de prendre le mal à la racine et ne craint pas de prendre un congé ponctuel lorsqu'il en ressent la nécessité, ce qui réduirait les absences de type long, pour affections plus graves (voire pour problèmes de type dépression). C'est un phénomène qui conduit à des attitudes similaires au comportement de précaution généralement attribué à la population féminine²³.

²³ *cf.* Paringer (1983).

Références

- Allen, S.G. (1981), "An Empirical Model of Work Attendance", *Review of Economics and Statistics* 63, 77-87.
- Barmby, T., Orme, C. & Treble, J. (1995), "Worker absence histories : A panel data study". *Labour Economics* 2, 53-65.
- Cameron, A. & Trivedi, P. (1986), "Econometric models based on count data : comparisons and applications of some estimators and tests", *Journal of Applied Econometrics* 1, 29-53.
- Cassel, C., Johansson, P. & Palme, M. (1996), "A Dynamic Discrete Choice Model of Blue Collar Worker Absenteeism in Sweden 1991", *Working Paper Series in Economics and Finance* 129, Stockholm School of Economics.
- Chaudhury, M. & Ng, I. (1992), "Absenteeism predictors : least squares, rank regression, and model selection results", *Canadian Journal of Economics* 25 (3), 615-635.
- Clark, A. (1996), "Job Satisfaction in Britain", *British Journal of Industrial Relations* 34 (2), 189-217
- Coles, M. & Treble, J. (1993), "The Price of Worker Reliability", *Economic Letters* 41(2), 149-155.
- de Kok, J. (1997), "Involuntary Absence from an Organizational Point of View", *Tinbergen Institute Discussion Papers* 126.
- Hausman, J. Hall, B. & Griliches, Z. (1994), "Econometric models for count data with an application to the patents-R&D relationship", *Econometrica* 52, 909-938.
- Havlovic, S. (1991), "Quality of Work Life and Human Resource Outcomes", *Industrial Relations* 30(3), 469-79.
- Johansson, P. & Palme, M. (1996), "Do economic incentives affect work absence ? Empirical evidence using Swedish micro data", *Journal of Public Economics* 59, 195-218.
- Kaivanto, K. (1997), "An alternative model of pro-cyclical absenteeism", *Economic Letters* 54, 29-34.
- Leigh, D. (1983), "Sex differences in absenteeism", *Industrial Relations* 22(3), 349-61.
- Lipsyte, R. (1999), "Don't Take Your Medicine Like a Man", *The New York Times*, February 17, 1999.
- Paringer, L. (1983), "Women and absenteeism : health or economics ?", *American Economic Review Papers and Proceedings* 73(2), 123-27.
- VandenHeuvel, A. & Wooden, M. (1995), "Do Explanations of Absenteeism Differ for Men and Women ?", *Human Relations* 48, 1309-1329.

- Weiss, A. (1985), "The effect of Job Complexity on Job Satisfaction", *NBER WP. 1597*.
- Winkelmann, R. (1996a), "Another Look at Work Contracts and Absenteeism", *Working papers, Department of Economics, University of Canterbury*.
- Winkelmann, R. (1996b), "Markov Chain Monte Carlo Analysis of Underreported Count Data with an Application to Worker Absenteeism", *Working papers, Department of Economics, University of Canterbury*.

Annexes

Annexe 1

Systeme d'indemnités

Deux régimes coexistent pour les contractuels. L'employeur prend à sa charge le premier mois d'absence de l'employé. Si celui-ci rechute dans les 14 jours (pour le même motif), il n'est pas à charge de l'hôpital. Dans le cas contraire (autre motif), il l'est à nouveau pour un mois. Pour l'ouvrier, seules les deux premières semaines d'absence sont payées par l'employeur (sans compter le premier jour, appelé « jour de carence », qui n'est pas à charge de l'employeur). Il reçoit alors 80% de son salaire la 3ème semaine, et 60% la 4ème. Notons que le système est tel qu'en termes de salaire net, cela équivaut à peu près à un mois payé à 100%.

Pour les nommés, le régime est le même pour les ouvriers et les employés. Ils sont payés à 100% tant que leur capital-maladie n'est pas épuisé, ensuite à 60% (en disponibilité).

Annexe 2

Evolution des différents taux d'absence moyens

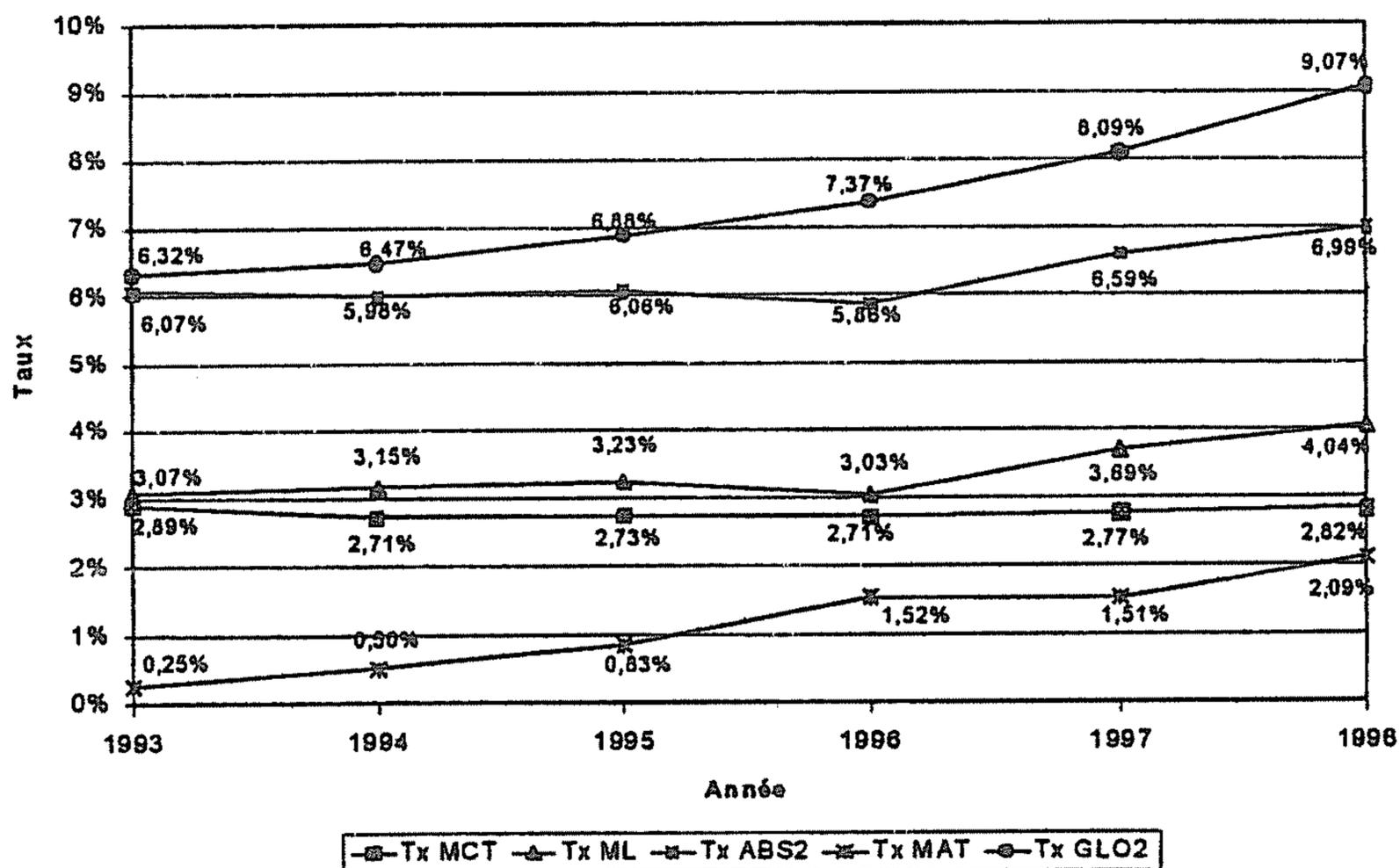
TABLEAU A.2. 1.

Taux d'absence : Evolution 1993-1998

Moyenne	1993	1994	1995	1996	1997	1998	Global
Tx MCT	2,89%	2,71%	2,73%	2,71%	2,77%	2,82%	2,77%
Tx ML	3,07%	3,15%	3,23%	3,03%	3,69%	4,04%	3,38%
Tx ABS2	6,07%	5,98%	6,06%	5,86%	6,59%	6,99%	6,26%
Tx MAT	0,25%	0,50%	0,83%	1,52%	1,51%	2,09%	1,13%
Tx GL2	6,32%	6,47%	6,88%	7,37%	8,09%	9,07%	7,40%

GRAPHIQUE A.2.1

Evolution des différents taux d'absence



Annexe 3 Fréquences

3.1. La probabilité d'être absent (taux d'absence mensuel positif) selon les différentes variables

Les tableaux se lisent de la manière suivante.

Exemple. Variable « Sexe » : pour les hommes, 11% des observations présentent un taux d'absence mensuel de court terme positif (donc, 89% ont un taux nul).

TABLEAU A.3.1**Probabilité d'une absence au moins dans le mois**

		Probabilité MCT (absence de type court)	Probabilité ML (absence de type long)
Sexe	Hommes	11,0%	2,8%
	Femmes	13,4%	4,5%
Etat civil	Célibataire	12,1%	2,7%
	Divorcé(e)	17,2%	6,1%
	Marié(e)	12,2%	4,1%
	Séparé(e)	15,9%	6,7%
	Veuf/veuve	14,1%	9,4%
Age	18-24	12,7%	1,7%
	25-29	12,9%	2,0%
	30-34	12,2%	2,4%
	35-39	11,8%	3,4%
	40-44	12,2%	4,1%
	45-49	14,0%	4,8%
	50-54	13,7%	6,5%
	55-59	14,4%	9,4%
	60-65	14,6%	9,7%
Catégorie comptable	Administratif	15,2%	3,5%
	Autre	7,5%	2,3%
	Paramédical	10,8%	2,7%
	Salarié	15,2%	5,2%
	Soignant	12,1%	4,3%
Code emploi	Ouvrier	15,3%	5,1%
	Employé	11,9%	3,8%
Statut	Contractuel	12,7%	3,9%
	Nommé avant 89	15,0%	6,0%
	Nommé entre 89 et 92	11,2%	3,1%
	Nommé entre 93 et 98	10,4%	2,2%

TABLEAU A.3.1 (suite)

		MCT	ML
Type de service	Logistique	14,5%	4,9%
	Urgences-Soins intensifs	12,2%	3,2%
	Unités de soins	12,0%	3,9%
	Médico-technique	11,9%	3,9%
	Policliniques	10,2%	3,6%
Responsabilité de gestion de personnel	Oui	10,3%	4,4%
	Non	13,1%	4,2%
Type d'horaire	Temps plein unique	13,4%	4,2%
	Temps plein «cumulé»	17,2%	3,5%
	Temps partiel	11,4%	4,3%
Ancienneté réelle	moins d' 1 an	12,7%	2,1%
	1-4 ans	12,1%	2,1%
	5-9ans	12,5%	2,9%
	10-14 ans	12,3%	3,3%
	15-19 ans	11,7%	4,4%
	20-24 ans	13,8%	5,5%
	25-29 ans	14,9%	5,1%
	30-34 ans	13,3%	9,6%
	35 ans et +	15,3%	12,6%

3.2. *Les taux d'absence moyens***TABLEAU A.3.2**

**Les taux moyens en fonction des caractéristiques
d'ordre personnel et socio-organisationnel**

		Taux MCT (absence de type court)	Taux ML (absence de type long)
Sexe	Hommes	2,47%	2,32%
	Femmes	2,85%	3,65%
Etat civil	Célibataire	2,39%	2,10%
	Divorcé(e)	3,81%	5,07%
	Marié(e)	2,67%	3,31%
	Séparé(e)	3,74%	5,56%
	Veuf/veuve	2,92%	7,73%
Age	18-24	2,08%	1,07%
	25-29	2,52%	1,50%
	30-34	2,56%	1,90%
	35-39	2,58%	2,79%
	40-44	2,65%	3,44%
	45-49	3,07%	3,99%
	50-54	3,20%	5,39%
	55-59	3,34%	7,37%
60-65	4,04%	7,88%	

TABLEAU A.3.2 (suite)

		Taux MCT	Taux ML I
Catégorie comptable	Administratif	2,84%	2,92%
	Autre	1,43%	1,98%
	Paramédical	1,86%	2,22%
	Salarié	3,65%	4,01%
	Soignant	2,63%	3,48%
Code emploi	Ouvrier	3,45%	3,86%
	Employé	2,49%	3,18%
Statut	Contractuel	2,71%	3,23%
	Nommé avant 89	3,28%	4,76%
	Nommé entre 89 et 92	2,41%	2,52%
	Nommé entre 93 et 98	2,19%	1,72%
Type de service	Logistique	3,15%	3,93%
	Urgences-Soins intensifs	2,65%	2,68%
	Unités de soins	2,61%	3,09%
	Médico-technique	2,33%	3,27%
	Policliniques	2,20%	2,88%
Responsabilité de gestion de personnel	Oui	2,33%	3,75%
	Non	2,80%	3,35%
Type d'horaire	Temps plein unique	3,17%	3,64%
	Temps plein « cumulé »	4,14%	2,75%
	Temps partiel	1,80%	2,85%

Annexe 4

Modèles PROBIT

TABLEAU A.4.1

Résultats du modèle Probit. Taux d'absentéisme de type long

Variables explicatives	Cas 1			Cas 2		
	Estimation	Ecart-type		Estimation	Ecart-type	
Intercept	1,136	(0,198)	***	0,773	(0,215)	***
Femme	0,175	(0,017)	***	0,173	(0,017)	***
Divorcé	0,161	(0,022)	***	0,153	(0,022)	***
Marié	0,101	(0,017)	***	0,098	(0,017)	***
Séparé	0,310	(0,032)	***	0,300	(0,032)	***
Veuf	0,251	(0,035)	***	0,250	(0,035)	***
- de 25 ans	-0,448	(0,039)	***	-0,425	(0,039)	***
25-29 ans	-0,377	(0,026)	***	-0,350	(0,026)	***
30-34 ans	-0,294	(0,024)	***	-0,245	(0,025)	***
35-39 ans	-0,142	(0,021)	***	-0,085	(0,022)	***
40-44 ans	-0,058	(0,020)	***	-0,027	(0,020)	
50-54 ans	0,144	(0,020)	***	0,140	(0,020)	***
55-59 ans	0,344	(0,022)	***	0,335	(0,022)	***
60-65 ans	0,384	(0,044)	***	0,373	(0,044)	***
Responsabilité	-0,153	(0,025)	***	-0,145	(0,026)	***
Logistique	0,387	(0,031)	***	0,386	(0,031)	***
Unités de soins	-0,130	(0,022)	***	-0,138	(0,022)	***
Urgences-soins intensifs	-0,094	(0,028)	***	-0,093	(0,028)	***
Policliniques	-0,192	(0,035)	***	-0,191	(0,035)	***
Administratif	-0,142	(0,021)	***	-0,149	(0,021)	***
Autre	-0,168	(0,053)	***	-0,170	(0,053)	***
Paramédical	0,197	(0,036)	***	0,224	(0,037)	***
Soignant	0,450	(0,029)	***	0,450	(0,029)	***
Contractuel	-	-		0,212	(0,023)	***
Nommé avant 89	-	-		0,190	(0,026)	***
Nommé entre 1989 et 1992	-	-		0,062	(0,045)	
Nommé	-0,082	(0,013)	***	-	-	
Temps partiel	-	-		-0,064	(0,013)	***
Temps plein « cumulé »	-	-		-0,041	(0,042)	
Temps plein	0,059	(0,013)	***	-	-	
1993	0,052	(0,021)	**	0,046	(0,021)	**
1994	0,043	(0,021)	**	0,038	(0,021)	*
1995	0,046	(0,021)	**	0,044	(0,021)	**
1997	0,089	(0,020)	***	0,090	(0,020)	***
1998	0,122	(0,020)	***	0,123	(0,020)	***
1er trimestre	0,060	(0,017)	***	0,059	(0,017)	***
2ème trimestre	0,083	(0,017)	***	0,083	(0,017)	***
4ème trimestre	0,053	(0,017)	***	0,053	(0,017)	***
LogL	-25994,6			-25964,9		

***,**, * indique que les paramètres sont significatifs au seuil de 1, 5 et 10 %, respectivement ;

Les écarts-types sont en valeur absolue ;

Le cas 2 présente les détails pour les variables « statut » et « horaire ».

TABLEAU A.4.2

Résultats du modèle Probit. Taux d'absentéisme de type court

Variables explicatives	Cas 1			Cas 2		
	Estimation	Ecart-type		Estimation	Ecart-type	
Intercept	0,675	(0,139)	***	0,571	(0,146)	***
Femme	0,139	(0,011)	***	0,135	(0,011)	***
Divorcé	0,206	(0,015)	***	0,200	(0,015)	***
Marié	0,033	(0,011)	***	0,033	(0,011)	***
Séparé	0,190	(0,024)	***	0,180	(0,024)	***
Veuf	0,109	(0,030)	***	0,110	(0,030)	***
- 25 ans	0,029	(0,022)		0,058	(0,022)	***
25-29 ans	0,004	(0,016)		0,035	(0,017)	**
30-34 ans	-0,047	(0,016)	***	0,003	(0,017)	
35-39 ans	-0,078	(0,015)	***	-0,023	(0,016)	
40-44 ans	-0,075	(0,014)	***	-0,048	(0,015)	***
50-54 ans	0,007	(0,016)		0,000	(0,016)	
55-59 ans	0,056	(0,018)	***	0,046	(0,018)	**
60-65 ans	0,044	(0,040)		0,033	(0,040)	
Responsabilité	-0,169	(0,019)	***	-0,157	(0,019)	***
Logistique	0,083	(0,024)	***	0,084	(0,024)	***
Médico-technique	0,035	(0,016)	**	0,040	(0,016)	**
Urgences-soins intensifs	0,023	(0,014)		0,030	(0,014)	**
Policliniques	-0,076	(0,022)	***	-0,066	(0,022)	***
Administratif	-0,031	(0,014)	**	-0,038	(0,014)	***
Autre	-0,295	(0,035)	***	-0,290	(0,035)	***
Paramédical	-0,160	(0,028)	***	-0,126	(0,028)	***
Soignant	-0,075	(0,025)	***	-0,070	(0,025)	***
Nommé avant 89	-	-		0,090	(0,012)	***
Nommé entre 1989 et 1992	-	-		-0,033	(0,028)	
Nommé entre 1993 et 1998	-	-		-0,084	(0,015)	***
Nommé	0,018	(0,009)	*	-	-	
Temps partiel	-	-		-0,128	(0,010)	***
Temps plein « cumulé »	-	-		0,094	(0,026)	***
Temps plein	0,129	(0,010)	***	-	-	
1993	0,014	(0,014)		0,010	(0,014)	
1994	-0,005	(0,014)		-0,007	(0,014)	
1995	0,005	(0,014)		0,004	(0,014)	
1997	-0,011	(0,014)		-0,010	(0,014)	
1998	0,007	(0,014)		0,010	(0,014)	
1er trimestre	0,317	(0,012)	***	0,317	(0,012)	***
2ème trimestre	0,137	(0,012)	***	0,137	(0,012)	***
4ème trimestre	0,259	(0,012)	***	0,259	(0,012)	***
LogL	-58356,4			-58298,9		

***, **, * indique que les paramètres sont significatifs au seuil de 1, 5 et 10 %, respectivement ;
 Les écarts-types sont en valeur absolue ;
 Le cas 2 présente les détails pour les variables « statut » et « horaire ».

Annexe 5

Modèles de comptage

5.1. Note méthodologique

Dans le cas présent, la variable dépendante est le nombre de jours d'absence mensuel (Y), dont les limites sont $[0, z]$, avec z le nombre de jours dans le mois. Pour obtenir un modèle stochastique approprié pour de telles données, on peut considérer les jours d'absence comme le résultat de tirages de type Bernoulli. Pour un mois donné, il y a (par exemple) $n = 31$ tirages ; et pour un jour donné, un individu est soit absent (avec une probabilité p), soit au travail (probabilité $1-p$). Le nombre total de jours d'absence Y est la somme de ces n variables Bernoulli et le but de l'analyse est de déterminer comment le vecteur de variables indépendantes x_{it} , de dimension $(k*1)$, influence p .

Si on fait l'hypothèse que les jeux sont indépendants et que la probabilité $p = \frac{\lambda}{n}$ est constante, on peut montrer que la distribution du nombre de jours d'absence tend vers une loi de Poisson lorsque n tend vers l'infini.

Mais les hypothèses d'indépendance et de probabilité constante ne sont probablement pas respectées dans le cas présent. En effet, Barmby *et al.* (1995) montrent qu'il existe une dépendance sur la durée dans leur analyse de l'absentéisme basée sur l'enregistrement quotidien des absences.

Le modèle binomial négatif est donc un modèle plus général. On peut montrer que l'on peut avoir le modèle binomial négatif si le processus Bernoulli est caractérisé par la dépendance d'événements (Cameron & Trivedi). Les deux modèles sont paramétrés de telle manière que la moyenne conditionnelle est une fonction log-linéaire avec

$$E(Y_{it} | x_{it}) = \exp(x_{it}'\beta)$$

On doit donc en interpréter les coefficients en conséquence. Le modèle de Poisson est un cas particulier du modèle binomial négatif. La principale différence entre les 2 modèles est la suivante. Alors que Poisson postule l'égalité de la moyenne et de la variance conditionnellement à x_{it} , le modèle binomial permet des fonctions de variance moins restrictives.

Les spécifications ci-dessus font l'hypothèse que les observations consécutives pour un même individu sont indépendantes. Cette hypothèse n'est pas correcte s'il existe une hétérogénéité non observée additionnelle et

$$E(Y_{it}|x_{it}, u_i) = \exp(x'_{it}\beta + u_i)$$

Hausman, Hall & Griliches (1984) dérivent un modèle binomial négatif à effets aléatoires qui peut être estimé avec des données de panel. A partir du modèle de Poisson, ils supposent que $\exp(u_i)$ suit une distribution gamma avec les paramètres α_i , résultant en un modèle binomial négatif avec un paramètre individuel spécifique. De plus, $(\frac{\alpha_i}{1+\alpha_i})$ est distribué comme beta (a, b) . Sous cette hypothèse, en intégrant par rapport à la loi des α_i , on obtient la fonction de probabilité jointe pour l'individu i :

$$P(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT}) = \frac{\Gamma(a+b)\Gamma(a + \sum_t \exp(x'_{it}\beta))\Gamma(b + \sum_t y_{it})}{\Gamma(a)\Gamma(b)\Gamma(a+b + \sum_t \exp(x'_{it}\beta) + \sum_t y_{it})} \times \prod_t \frac{\Gamma \exp(x'_{it}\beta + y_{it})}{\Gamma \exp(x'_{it}\beta) y_{it}!}$$

Sous l'hypothèse qu'il n'y a pas d'effets aléatoires, $a = b = 0$. Cette contrainte peut être testée avec un test Wald standard ou un test de rapport de vraisemblance.

Nous allons donc estimer les résultats pour les modèles de Poisson et binomial avec et sans effets aléatoires. Modèles étendus dans cette analyse au cas d'un panel non balancé, puisque certains individus ne sont pas présents chaque mois ; soit $T_i \in [1, 72]$ (au lieu d'un T constant).

TABLEAU A.5.1

Résultats du modèle de comptage. Taux d'absentéisme de type long.

Variables explicatives	Estimation	Ecart-type	
Intercept	-4,621	(0,052)	***
Femme	0,144	(0,022)	***
Divorcé	0,096	(0,024)	***
Marié	0,027	(0,020)	
Séparé	0,351	(0,026)	***
Veuf	0,300	(0,028)	***
- de 25 ans	-0,784	(0,058)	***
25-29 ans	-0,497	(0,034)	***
30-34 ans	-0,392	(0,023)	***
35-39 ans	-0,141	(0,022)	***
40-44 ans	-0,031	(0,021)	
50-54 ans	0,237	(0,019)	***
55-59 ans	0,674	(0,019)	***
60-65 ans	1,154	(0,039)	***
Responsabilité	-0,286	(0,023)	***
Logistique	0,731	(0,023)	***
Unités de soins	-0,270	(0,017)	***
Urgences-soins intensifs	-0,279	(0,022)	***
Policliniques	-0,249	(0,028)	***
Administratif	-0,026	(0,025)	
Autre	-0,014	(0,051)	
Paramédical	0,872	(0,030)	***
Soignant	1,134	(0,023)	***
Nommé avant 89	-0,284	(0,015)	***
Nommé entre 1989 et 1992	-0,523	(0,071)	***
Nommé entre 1993 et 1998	-0,579	(0,038)	***
Temps plein	0,031	(0,013)	**
1993	0,024	(0,023)	
1994	0,042	(0,023)	*
1995	0,065	(0,025)	***
1997	0,239	(0,025)	***
1998	0,375	(0,021)	***
2ème trimestre	0,066	(0,036)	*
3ème trimestre	-0,112	(0,029)	***
4ème trimestre	0,018	(0,033)	
a	0,268	(0,043)	***
b	0,157	(0,024)	***
LogL	-51895,6		

***, **, * indique que les paramètres sont significatifs au seuil de 1, 5 et 10 %, respectivement ;
Les écarts-types sont en valeur absolue.

TABLEAU A.5 2

Résultats du modèle de comptage. Taux d'absentéisme de type court.

Variables explicatives	Estimation	Ecart-type	
Intercept	-3,330	(0,039)	***
Femme	0,239	(0,011)	***
Divorcé	0,331	(0,014)	***
Marié	0,046	(0,011)	***
Séparé	0,267	(0,024)	***
Veuf	0,154	(0,025)	***
- de 25 ans	0,086	(0,026)	***
25-29 ans	0,036	(0,018)	**
30-34 ans	-0,066	(0,017)	***
35-39 ans	-0,106	(0,016)	***
40-44 ans	-0,090	(0,015)	***
50-54 ans	-0,003	(0,017)	
55-59 ans	0,084	(0,016)	***
60-65 ans	0,113	(0,043)	***
Responsabilité	-0,297	(0,017)	***
Logistique	0,123	(0,025)	***
Unités de soins	-0,052	(0,016)	***
Urgences-soins intensifs	-0,014	(0,019)	
Policliniques	-0,209	(0,027)	***
Administratif	0,022	(0,013)	*
Autre	-0,470	(0,039)	***
Paramédical	-0,171	(0,028)	***
Soignant	-0,050	(0,025)	**
Nommé	0,031	(0,009)	***
Temps plein	0,195	(0,010)	***
1993	0,011	(0,020)	
1994	-0,028	(0,021)	
1995	-0,002	(0,023)	
1997	-0,012	(0,023)	
1998	0,030	(0,022)	
1er trimestre	0,573	(0,020)	***
2ème trimestre	0,252	(0,022)	***
4ème trimestre	0,470	(0,021)	***
a	2,176	(0,127)	***
b	11,038	(0,566)	***
LogL	-105298,7		

**, **, * indique que les paramètres sont significatifs au seuil de 1, 5 et 10 %, respectivement ;
Les écarts-types sont en valeur absolue.