



**Bureau
d'économie
théorique
et appliquée
(BETA)**
UMR 7522

Documents de travail

« Les déterminants individuels des absences au travail : une comparaison européenne »

Auteurs

Sabine Chaupain-Guillot, Olivier Guillot

Document de Travail n° 2010 - 17

Juin 2010

Faculté des sciences économiques et de gestion

Pôle européen de gestion et
d'économie (PEGE)
61 avenue de la Forêt Noire
F-67085 Strasbourg Cedex

Secrétariat du BETA

Géraldine Manderscheidt
Tél. : (33) 03 68 85 20 69
Fax : (33) 03 68 85 20 70
g.manderscheidt@unistra.fr
<http://cournot2.u-strasbg.fr/beta>



Nancy-Université
Université Nancy 2



Les déterminants individuels des absences au travail : une comparaison européenne

Sabine Chaupain-Guillot
Olivier Guillot *

Résumé

À partir des données de l'European Community Household Panel (ECHP), on s'intéresse aux déterminants individuels des absences au travail dans les pays européens. L'étude porte sur l'ensemble des États membres de l'UE-15, à l'exception de la Suède. Les comportements d'absence des salariés, dans chacun de ces pays, sont analysés à l'aide de deux modèles sur données de panel : un modèle Probit à effets aléatoires et un modèle Logit à effets fixes. Ces modèles sont estimés séparément pour les hommes et pour les femmes. Afin de tenir compte de l'éventuelle endogénéité du degré de satisfaction à l'égard de l'emploi occupé, on procède également à l'estimation de modèles Probit bivariés, permettant d'expliquer simultanément l'insatisfaction au travail et l'absence.

Comme différents travaux antérieurs, cette comparaison européenne fait apparaître des écarts sensibles de taux d'absence entre les pays. On constate que les taux observés en France, au cours de la période 1994-2001, sont parmi les plus faibles de l'UE, les durées d'absence pour les salariés français étant cependant plus longues, en moyenne, que celles enregistrées dans la plupart des autres pays (du moins si l'on en juge d'après les chiffres relatifs aux années 1998 à 2001). Les résultats des estimations montrent que les facteurs jouant sur la probabilité d'absence sont loin d'être identiques d'un pays à l'autre. L'existence d'une maladie chronique ou d'un handicap, le degré de satisfaction au travail et, chez les femmes, la présence d'un enfant de moins de 3 ans sont, en effet, les seules variables qui ont un impact significatif, et de même signe, dans la quasi-totalité des États de l'UE-15 (d'après les résultats des modèles Probit à effets aléatoires).

Mots-clés : absences au travail, santé, satisfaction au travail, Union européenne

Classification JEL : J 22 – J 28

* BETA (CNRS, Université de Strasbourg et Université Nancy 2)
Faculté de Droit, Sciences économiques et Gestion - 13, Place Carnot - C.O. n° 70026 - 54 035 Nancy Cedex
E-mail : Sabine.Chaupain@univ-nancy2.fr, Olivier.Guillot@univ-nancy2.fr

Les auteurs remercient Stéphane Robin pour ses remarques et suggestions.

Introduction

D'après les chiffres de la quatrième *Enquête européenne sur les conditions de travail* (EECT), réalisée en 2005, près d'un quart (23 %) des personnes ayant un emploi dans l'UE-27 ont été absentes de leur travail au moins une fois dans l'année pour des raisons de santé (Parent-Thirion *et alii*, 2007). Ces absences génèrent des coûts importants pour les systèmes de protection sociale. Ainsi, en 2004, dans les pays de l'UE-15, les dépenses au titre de l'indemnisation des arrêts maladie¹ se sont élevées, au total, à de plus de 90 milliards d'euros, ce qui représente 0,9 % du PIB de l'Union².

Dans ce papier, on s'intéresse aux déterminants individuels des absences au travail dans les pays européens. L'analyse, portant sur la quasi-totalité des États membres de l'UE-15 (la Suède étant le seul pays non pris en compte), est menée à partir de données longitudinales.

De nombreux travaux empiriques se sont attachés à décrire et/ou à modéliser les comportements d'absence au travail (pour une revue partielle, voir Brown et Sessions, 1996). Pour la plupart, il s'agit d'études se limitant à un pays donné. Dans le cas de la France, autant que l'on puisse en juger, les travaux les plus récents, s'appuyant sur des données individuelles, ont été menés par Renaud et Grignon (2004), Missègue (2007), Chaupain-Guillot et Guillot (2007) et Afsa et Givord (2009). Dans l'étude de Renaud et Grignon (2004), étude réalisée à partir de données provenant de l'appariement des fichiers de l'*Échantillon permanent des assurés sociaux* de la CNAMTS et de l'enquête *Santé et protection sociale* de 1995, ce sont les absences pour maladie ou accident survenues au cours d'une période de trois ans (de 1995 à 1997) qui ont été analysées, les auteurs ayant cherché à identifier les facteurs jouant sur la probabilité d'absence et sur la durée des arrêts de travail. Utilisant les données de l'enquête décennale *Santé* de 2002-2003, Missègue (2007) s'est plus particulièrement intéressée au cas des travailleurs âgés de 50 ans et plus. De leur côté, Afsa et Givord (2009) ont mis l'accent sur le rôle des conditions de travail. Dans la partie empirique de leur analyse, qui s'appuie sur les données des enquêtes *Emploi* réalisées entre le 1^{er} trimestre 2002 et le 4^e trimestre 2004, les auteurs ont exploré la question de l'impact des horaires de travail irréguliers sur la probabilité d'absence pour maladie des ouvriers du secteur privé. Quant à l'étude de Chaupain-Guillot et Guillot (2007), menée à partir des données françaises du *Panel européen des ménages* (1994-2001), elle a porté à la fois sur l'ensemble des absences « pour raisons personnelles » (*i.e.* que celles-ci soient liées à la maladie ou non) et sur les seuls arrêts de travail pour maladie.

À notre connaissance, il existe, sur cette question de l'absentéisme, une dizaine d'études de comparaison internationale³. Certaines de ces études ne fournissent que des éléments descriptifs (Bergendorff, 2003 ; Gimeno *et alii*, 2004 ; Løkke *et alii*, 2007 ; Osterkamp, 2002). D'autres ont cherché à expliquer les écarts de taux d'absence entre pays à partir de données agrégées (Bonato et Lusinyan, 2004 ; Osterkamp et Röhn, 2007). En définitive, parmi les travaux visant à mettre en évidence les déterminants individuels des absences, seules cinq études multi-pays peuvent être citées : ce sont celles que l'on doit à Barmby *et alii* (2002), Bliksvaer et Helliesen (1997), Chaupain-Guillot et Guillot (2009), Frick et Malo (2008) et Leontaridi et Ward (2002). Aucune de ces études ne s'appuie sur des données longitudinales⁴. Les deux premières utilisent la même source, à savoir la *Luxembourg Employment Study*.

¹ Incluant les salaires maintenus en cas de maladie.

² Estimation à partir des statistiques sociales européennes (EUROSTAT, 2008).

³ Les principales caractéristiques de ces différentes études (source statistique, mesure de l'absence et liste des pays couverts) sont présentées dans le tableau 1.

⁴ La plupart des études s'intéressant aux déterminants des absences ont été menées à partir de données en coupe (du moins si l'on s'en tient aux travaux d'économistes ou de sociologues). Parmi les travaux sur données longitudinales que l'on a pu recenser, plusieurs portent sur des pays européens : Allemagne (Barmby et Stephan, 2000 ; Winkelmann, 1999), Espagne (García-Serrano et Malo, 2008), France (Chaupain-Guillot et Guillot, 2007), Royaume-Uni (Barmby *et alii*, 1995) et Suède (Askildsen *et alii*, 2005 ; Bengtsson et Scott, 2008).

Comme le soulignent Bliksvaer et Helliesen (1997, p. 5), dans cette base de données constituée à partir des *Enquêtes sur les forces de travail*, l'information sur les absences n'est pas parfaitement comparable d'un pays à l'autre. En outre, les pays couverts forment un ensemble relativement hétérogène (cf. tableau 1). L'étude de Frick et Malo (2008) et celle de Chaupain-Guillot et Guillot (2009) portent toutes deux sur les absences au travail dans les pays de l'UE-15. Frick et Malo (2008) ont exploité les données de l'*Enquête européenne sur les conditions de travail* de 2000 ; Chaupain-Guillot et Guillot (2009), celles des vagues 3 (1996) et 8 (2001) du *Panel européen des ménages*. Dans les deux cas, l'attention a été focalisée sur la question de l'impact du régime d'indemnisation des arrêts maladie et de la législation en matière de protection de l'emploi (les caractéristiques de l'indemnisation et le degré de protection de l'emploi variant sensiblement selon les pays). Exploitant les données de l'*International Social Survey Program* de 1997, Leontaridi et Ward (2002) ont, quant à eux, centré leur analyse sur le rôle du stress au travail. Seuls Barmby *et alii* (2002) et Bliksvaer et Helliesen (1997) ont cherché, comme on se le propose ici, à mettre en évidence d'éventuelles différences entre pays quant à l'impact des caractéristiques individuelles sur l'absence⁵.

Une question souvent abordée dans la littérature sur l'absentéisme est celle du lien entre satisfaction au travail et absences (voir, parmi les travaux les plus récents, Böckerman et Ilmakunnas, 2008 ; Hausknecht *et alii*, 2008 ; Wegge *et alii*, 2007). Cette question fait l'objet ici d'une analyse complémentaire, visant à tenir compte de la possible endogénéité d'un tel facteur.

Ce papier est organisé comme suit. La première partie est consacrée à la description des données. Dans la deuxième partie, on présente le cadre théorique et les modèles micro-économétriques que l'on utilise. Les résultats des estimations sont exposés et commentés dans la troisième et dernière partie.

*
* *

⁵ Dans ces deux études (ainsi que dans les trois autres citées ici), ce sont des modèles micro-économétriques portant sur l'ensemble de l'échantillon international, et non pas, comme dans le présent papier, des modèles par pays, qui ont été mis en œuvre. L'examen des différences de comportement selon les pays, à l'aide de variables croisées, s'est limité au rôle de quelques facteurs : âge et durée hebdomadaire de travail, dans le cas de Barmby *et alii* (2002) ; âge, sexe et niveau de qualification, pour Bliksvaer et Helliesen (1997).

Tableau 1 :

Les travaux de comparaison internationale sur les absences au travail

Auteurs	Source statistique	Mesure(s) de l'absence	Pays pris en compte
Barmby <i>et alii</i> (2002)	<i>Luxembourg Employment Study</i> , 1989-1997	Rapport entre le nombre d'heures d'absence pour maladie et le nombre d'heures de travail contractuel au cours de la semaine de référence	Canada, Espagne, France, Luxembourg, Rép. tchèque, Royaume-Uni, Slovénie, Suède, Suisse
Bergendorff (2003)	<i>Enquêtes sur les forces de travail</i> , 1983-2001	Absence pour maladie ou accident tout au long de la semaine de référence	Allemagne, Danemark, Finlande, France, Norvège, Pays-Bas, Suède, Royaume-Uni
Bliksvaer et Helliesen (1997)	<i>Luxembourg Employment Study</i> , 1989-1994	Absence pour maladie tout au long de la semaine de référence	Espagne, États-Unis, Finlande, Hongrie, Luxembourg, Norvège, Pologne, Rép. tchèque, Royaume-Uni, Slovénie, Suède
Bonato et Lusinyan (2004)	<i>Enquêtes sur les forces de travail</i> , 1995-2003	Part des salariés absents au moins un jour pour maladie au cours de la semaine de référence	UE-15 + États-Unis, Islande, Norvège, Suisse
Chaupain-Guillot et Guillot (2009)	<i>Panel européen des ménages</i> , vagues 3 (1996) et 8 (2001)	Au moins un jour d'absence, pour raisons de santé ou non, au cours des quatre dernières semaines ; nombre de jours d'absence au cours des quatre dernières semaines	- vague 3 : UE-15 (hors Suède et Autriche) - vague 8 : Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, France, Finlande, Irlande, Italie, Pays-Bas, Portugal
Frick et Malo (2008)	<i>Enquête européenne sur les conditions de travail</i> , 2000	Nombre de jours d'absence pour maladie (hors accidents du travail et maladies professionnelles) au cours des 12 derniers mois	UE-15 (hors Luxembourg)
Gimeno <i>et alii</i> (2004)	<i>Enquête européenne sur les conditions de travail</i> , 2000	Au moins un jour d'absence pour maladie (y.c. accidents du travail, maladies professionnelles) au cours des 12 derniers mois	UE-15
Leontaridi et Ward (2002)	<i>International Social Survey Program</i> (thème : <i>Work Orientations II</i>), 1997	Au moins un jour d'absence, pour maladie ou non, au cours des 6 derniers mois	Allemagne, Canada, Danemark, Espagne, France, Hongrie, Italie, Japon, Norvège, Pologne, Portugal, Rép. tchèque, Royaume-Uni, Suède, Suisse
Løkke <i>et alii</i> (2007)	<i>European Employee Index</i> , 2004	Nombre de jours d'absence (au cours des 12 derniers mois ?)	Danemark, Finlande, Norvège, Suède
Osterkamp (2002)	<i>Health Database</i> (OCDE), 1988-2000	Nombre de jours d'absence pour maladie par salarié, rapporté au nombre de jours de travail dans l'année	Allemagne, Australie, Autriche, Belgique, Canada, États-Unis, Finlande, France, Hongrie, Luxembourg, Norvège, Pays-Bas, Pologne, Portugal, Suède, Suisse, Rép. slovaque, Rép. tchèque, Royaume-Uni
Osterkamp et Röhn (2007)	<i>Health Database</i> (OCDE), 1996-2002	Nombre de jours d'absence pour maladie, par an et par salarié	Allemagne, Australie, Autriche, Belgique, Canada, Danemark, Espagne, États-Unis, Finlande, France, Hongrie, Luxembourg, Norvège, Pays-Bas, Pologne, Portugal, Suède, Suisse, Rép. slovaque, Rép. tchèque, Royaume-Uni

1. Les données

Dans cette première partie, on commence par apporter quelques précisions sur la source statistique que l'on exploite. On expose ensuite différents résultats descriptifs.

1.1. La source statistique et le champ de l'étude

Les données proviennent du *Panel européen des ménages* (« *European Community Household Panel* » – ECHP). Cette enquête à passages répétés fournit des informations transversales et longitudinales comparables sur les conditions de vie des individus et des ménages dans les pays de l'Union européenne. Sous la coordination d'EUROSTAT, huit vagues annuelles ont été réalisées, de 1994 à 2001. L'enquête de 1994 a été menée dans les douze pays qui composaient alors l'UE (Belgique, Danemark, Allemagne, Grèce, Espagne, France, Irlande, Italie, Luxembourg, Pays-Bas, Portugal et Royaume-Uni). Lors de cette première vague, ce sont environ 60 000 ménages (128 000 individus âgés de 16 ans et plus) qui ont été interrogés. Le dispositif a ensuite été étendu à l'Autriche (en 1995) et à la Finlande (en 1996). La Suède est le seul pays de l'UE-15 où ce panel n'a pu être mis en place. Dans trois autres États membres, à savoir en Allemagne, au Luxembourg et au Royaume-Uni, la collecte des données a pris fin dès 1996, à l'issue de la troisième vague⁶.

Le questionnaire individuel de ce panel est centré sur le thème de l'emploi. L'une des questions posées chaque année aux actifs occupés a porté sur le nombre de jours d'absence au cours des quatre semaines de travail précédant l'enquête. Cette question a été formulée de la manière suivante : « *Please think of the last four working weeks, not counting holiday weeks. How many days were you absent from work because of illness or other reasons ?* »⁷. La source utilisée ne permet donc pas de faire la distinction entre les absences pour maladie et celles motivées par d'autres raisons, ni d'isoler le cas des femmes en congé de maternité. En outre, dans la base de données ECHP UDB, le nombre de jours d'absence des actifs travaillant moins de 15 heures par semaine n'est pas connu.

La présente étude s'intéresse à l'ensemble des pays de l'UE-15, à l'exception de la Suède⁸. Bien que l'information sur les absences au travail dans ces trois États membres ne soit disponible que pour les trois premières années d'enquête (1994, 1995 et 1996), l'Allemagne, le Luxembourg et le Royaume-Uni ont donc été pris en compte ici⁹. Le champ retenu est relativement large. En effet, cette étude porte sur les salariés âgés de 17 à 64 ans dont la durée hebdomadaire de travail est d'au moins 15 heures, qu'ils soient employés dans le secteur privé ou dans le public.

Pour l'analyse des comportements d'absence des salariés allemands, luxembourgeois et britanniques, on a donc fait appel aux données des trois premières vagues de l'ECHP (1994, 1995 et 1996). Les échantillons utilisés pour l'estimation des modèles portant sur les autres pays ont été constitués à partir

⁶ Dans la base ECHP UDB (*Users' Database*) diffusée par EUROSTAT, on dispose toutefois de données comparables pour la Suède (pour les années 1997 à 2001). Ces données en coupe, adaptées aux normes de l'ECHP, proviennent de l'enquête suédoise sur les conditions de vie (*Undersökning om Levnadsförhållanden* [ULF]). Pour l'Allemagne, le Luxembourg et le Royaume-Uni, deux ensembles de données sont fournis : les données de l'enquête ECHP proprement dite, relatives aux années 1994, 1995 et 1996, et les données issues des panels nationaux (*German Socio-Economic Panel Study* [GSOEP], *Panel Socio-Economique* « *Liewen zu Lëtzebuerg* » [PSELL], *British Household Panel Survey* [BHPS]), pour les années 1994 à 2001 (1995 à 2001, s'agissant du Luxembourg).

⁷ Dans la version française de l'enquête, la question sur les absences a été posée dans les termes suivants : « *Au cours des quatre dernières semaines, combien de jours avez-vous été absent de votre travail pour raisons de santé ou autres raisons personnelles (sauf vacances) ?* ».

⁸ La base de données ECHP UDB n'apporte aucun élément d'information sur les absences au travail des salariés suédois.

⁹ Dans le cas de l'Allemagne, il convient de préciser que le panel GSOEP (dont les données relatives aux années 1994 à 2001 ont été incluses dans la base ECHP UDB, comme indiqué plus haut) présente l'intérêt, comme l'enquête ECHP proprement dite (et à la différence des panels PSELL et BHPS), de renseigner sur les absences au cours des quatre dernières semaines. Toutefois, l'information collectée dans le cadre de ce panel n'est, semble-t-il, pas comparable à celle fournie par l'enquête ECHP. En effet, les taux d'absence calculés à partir du panel GSOEP, pour les années 1994, 1995 et 1996, sont trois fois plus élevés que ceux issus de l'ECHP (39,6 %, 40,3 % et 41,9 %, respectivement, parmi les salariés âgés de 17 à 64 ans, contre 16,1 %, 13,5 % et 11,7 %). C'est pourquoi on a jugé préférable de ne pas utiliser ici les données de ce panel.

des données collectées lors des vagues 3 à 8 (1996-2001). Dans tous les cas, il s'agit d'échantillons non cylindrés. Les individus pour lesquels on dispose d'une seule observation ont cependant été écartés.

1.2. Éléments descriptifs

Dans le tableau 2, on présente les taux d'absence calculés à partir des données de l'ECHP, pour chacune des années d'enquête disponibles.

La proportion de salariés absents au moins un jour au cours des quatre dernières semaines, pour raisons de santé ou non, varie sensiblement selon les pays. Si l'on prend l'exemple de l'année 1996, la vague 3 étant la seule des huit enquêtes successives à renseigner sur les absences dans l'ensemble des pays de l'UE-15 (à l'exception de la Suède), cette proportion s'échelonne de 5,5 % en Grèce à plus de 20 % dans les deux États de l'Europe du Nord (Danemark et Finlande)¹⁰. Au cours de la période 1994-2001, le taux d'absence des salariés français est resté à peu près stable : à chacune des enquêtes, ce sont environ 10 % d'entre eux qui ont déclaré s'être arrêtés. Tout au long de cette période, les absences au travail, telles qu'elles sont enregistrées dans l'ECHP, ont été moins fréquentes en France que dans la plupart des autres pays étudiés (cf. graphique 1).

Quelle que soit l'année considérée, on constate que, dans la majorité des pays, les femmes sont proportionnellement plus nombreuses que les hommes à s'être absentes (cf. tableau 2). Dans le cas de la France, comme pour sept autres pays européens (Belgique, Danemark, Irlande, Italie, Pays-Bas, Finlande et Royaume-Uni), les données des vagues successives de l'ECHP font toutes apparaître des taux d'absence significativement différents pour les hommes et les femmes. Les taux d'absence féminins observés certaines années au Danemark et en Finlande sont particulièrement élevés : ainsi, en 2001, lors de la dernière vague d'enquête, un tiers des Danoises et plus d'un quart des Finlandaises étaient concernées (contre une salariée sur dix en Italie).

D'après les chiffres de la vague 3, dans l'ensemble de l'UE-15 (hors Suède), les salariés ayant été amenés à s'arrêter au cours des quatre dernières semaines, pour raisons de santé ou non, ont été absents, en moyenne, 7,8 jours (la moitié d'entre eux ayant déclaré plus de trois jours d'absence). Les écarts entre pays sont cependant assez marqués (cf. graphique 2). On remarque que si les travailleurs danois, finlandais et néerlandais sont proportionnellement plus nombreux à avoir interrompu leur activité au cours des quatre dernières semaines, ils se sont absentés, en moyenne, moins longtemps que les salariés des pays de l'Europe du Sud. Dans l'enquête de 1996, le nombre moyen de jours d'absence observé en France est très proche de la moyenne européenne. Pour les années 1998 à 2001 (ainsi que pour 1994), le constat est tout autre. En effet, à l'inverse de ce que l'on a pu noter pour le taux d'absence, la France est l'un des pays de l'UE-15 où, durant ces années, les durées d'absence ont été, en moyenne, les plus longues (cf. graphique 3).

Dans sept pays, dont la France (les six autres pays étant les suivants : Danemark, Irlande, Italie, Pays-Bas, Finlande et Royaume-Uni), les femmes ont eu tendance, au cours de la période d'observation, à s'absenter plus longtemps que les hommes. En effet, pour ces pays, un écart significatif (au seuil de 5 ou 10 %) entre les durées moyennes d'absence des hommes et des femmes a été observé dans au moins quatre des huit enquêtes successives (ou, s'agissant du Royaume-Uni, lors des vagues 1, 2 et 3). Dans les autres États membres, les durées d'absence diffèrent peu selon le sexe¹¹.

Tous pays confondus, parmi les salariés qui se sont absentés au moins un jour, seuls 6 à 10 % (selon les années) n'ont pas du tout travaillé au cours des quatre dernières semaines¹². La France (sur la pé-

¹⁰ Le taux d'absence que l'on observe aux Pays-Bas est très proche des taux danois et finlandais (19,6 %, contre, respectivement, 21,8 % et 21,7 %). Ce pays a longtemps été caractérisé par un niveau élevé d'absentéisme pour maladie et par un fort taux de recours aux prestations d'invalidité. Sur cet autre « mal hollandais », voir, par exemple, Geurts *et alii* (2000).

¹¹ Dans de très rares cas (Grèce 1994 ; Espagne 1994 ; Autriche 1996 et 2001), c'est chez les hommes, et non pas chez les femmes, qu'une durée moyenne d'absence plus longue a été enregistrée.

¹² Il s'agit ici de la proportion de salariés ayant indiqué 28 jours d'absence.

riode 1998-2001) et le Portugal (durant les années 1995 à 1999, ainsi qu'en 2001) sont les deux seuls pays où les arrêts longs, tels qu'on peut les repérer dans le panel, ont été nettement plus fréquents (de 15 à 20 % des cas). Les femmes sont, en général, un peu plus nombreuses que les hommes à avoir été ainsi absentes tout au long des quatre dernières semaines.

Tableau 2 :

Proportion de salariés ayant été absents au moins un jour, pour raisons de santé ou non, au cours des quatre dernières semaines

En %

		1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Belgique	H	10,5	13,4	13,1	10,1	15,1	14,7	11,3	13,5
	F	16,8	16,1	18,6	16,1	20,0	18,9	15,0	18,3
	Ensemble	13,1	14,5	15,4	12,7	17,2	16,5	12,9	15,7
Danemark	H	14,6	16,4	18,6	14,5	20,4	19,5	18,5	24,5
	F	21,7	24,6	25,5	22,1	30,0	27,5	28,7	33,8
	Ensemble	17,9	20,1	21,8	18,0	24,8	23,3	23,4	28,9
Allemagne	H	15,0	12,6	11,7	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)
	F	17,7	14,8	11,8	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)
	Ensemble	16,1	13,5	11,7	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)
Grèce	H	11,1	7,6	5,4	6,2	15,1	12,5	15,7	17,6
	F	11,6	8,4	5,6	4,7	14,1	15,7	13,4	18,1
	Ensemble	11,2	7,9	5,5	5,6	14,7	13,8	14,8	17,8
Espagne	H	10,9	9,7	9,3	11,1	9,5	9,8	8,1	9,9
	F	12,2	11,7	13,4	12,4	11,7	11,2	10,7	14,1
	Ensemble	11,3	10,4	10,7	11,5	10,3	10,3	9,1	11,6
France	H	9,6	9,8	8,2	8,6	8,8	8,8	8,7	8,7
	F	13,0	11,5	11,3	10,5	12,9	12,9	13,7	12,8
	Ensemble	11,1	10,6	9,6	9,4	10,6	10,6	11,0	10,6
Irlande	H	11,3	10,3	9,5	12,5	7,7	8,1	9,6	10,5
	F	14,8	15,4	15,5	14,7	12,1	11,9	13,3	17,7
	Ensemble	12,6	12,3	11,9	13,4	9,6	9,8	11,2	13,7
Italie	H	9,8	8,1	10,4	8,1	10,4	11,3	9,7	7,5
	F	11,7	12,2	13,6	9,8	15,0	15,8	13,0	10,1
	Ensemble	10,6	9,8	11,7	8,8	12,3	13,2	11,1	8,6
Luxembourg	H	14,9	15,5	10,9	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)
	F	16,7	13,5	11,7	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)
	Ensemble	15,5	14,7	11,2	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)
Pays-Bas	H	(1)	14,1	18,0	14,1	13,9	15,7	15,6	16,5
	F	(1)	21,4	22,4	19,9	18,3	20,6	23,1	23,1
	Ensemble	(1)	16,8	19,6	16,3	15,6	17,7	18,7	19,2
Autriche	H	(2)	14,0	11,1	10,7	10,3	9,8	10,0	8,2
	F	(2)	17,7	12,5	10,4	13,2	12,1	7,4	11,2
	Ensemble	(2)	15,5	11,7	10,6	11,5	10,7	8,9	9,5
Portugal	H	11,8	9,2	9,5	10,6	8,9	9,5	8,7	9,6
	F	12,4	8,7	11,6	13,0	12,0	10,5	16,1	11,9
	Ensemble	12,0	9,0	10,4	11,7	10,3	10,0	12,0	10,6
Finlande	H	(2)	(2)	17,8	19,7	18,4	17,9	15,7	20,3
	F	(2)	(2)	25,6	27,0	25,5	25,8	22,9	26,4
	Ensemble	(2)	(2)	21,7	23,4	22,0	21,8	19,3	23,3
Royaume-Uni	H	14,0	14,1	13,3	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)
	F	17,1	19,3	18,0	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)
	Ensemble	15,4	16,6	15,6	(2)	(2)	(2)	(2)	(2)
Ensemble	H	12,4	11,5	11,4	10,1	10,9	11,2	10,4	10,8
	F	15,3	14,9	14,3	12,7	15,1	15,2	14,8	15,0
	Ensemble	13,6	12,9	12,6	11,1	12,7	12,9	12,3	12,6

(1) Information non disponible.

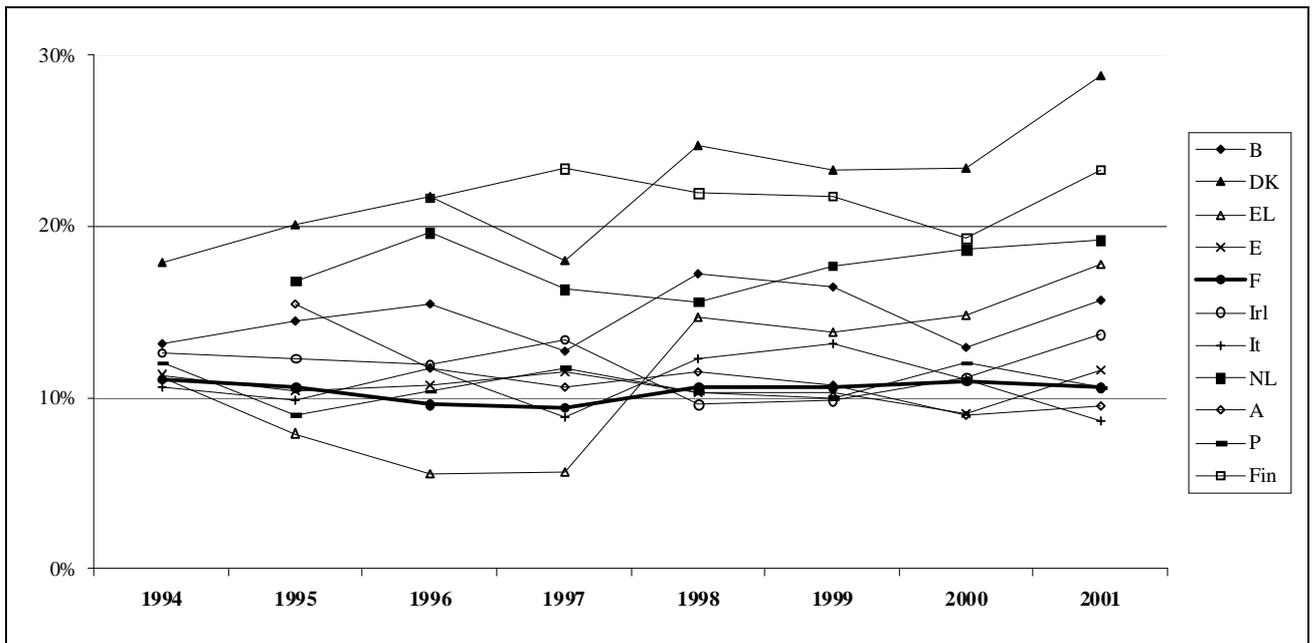
(2) Enquête n'ayant pas eu lieu dans le pays considéré.

Champ : salariés, âgés de 17 à 64 ans, dont la durée hebdomadaire de travail est d'au moins 15 heures.

Source : ECHP UDB – version de décembre 2003, vagues 1 à 8 (1994-2001), EUROSTAT (calculs des auteurs).

Graphique 1 :

Évolution du taux d'absence, au cours de la période 1994-2001, dans onze pays européens



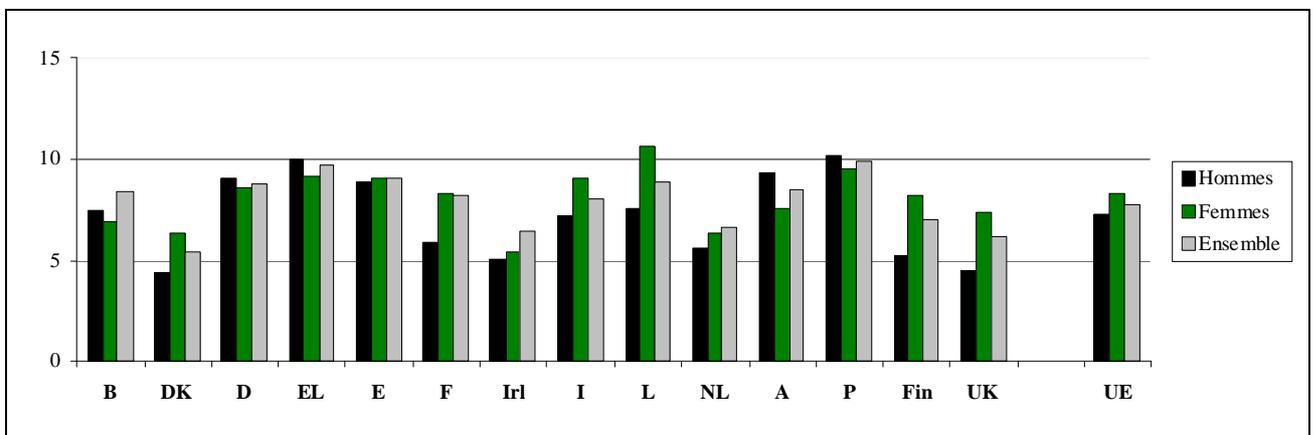
Définition du taux d'absence : proportion de salariés ayant été absents au moins un jour, pour raisons de santé ou non, au cours des quatre dernières semaines.

Champ : salariés, âgés de 17 à 64 ans, dont la durée hebdomadaire de travail est d'au moins 15 heures.

Source : ECHP UDB – version de décembre 2003, vagues 1 à 8 (1994-2001), EUROSTAT (calculs des auteurs).

Graphique 2 :

Nombre moyen de jours d'absence au cours des quatre dernières semaines - 1996



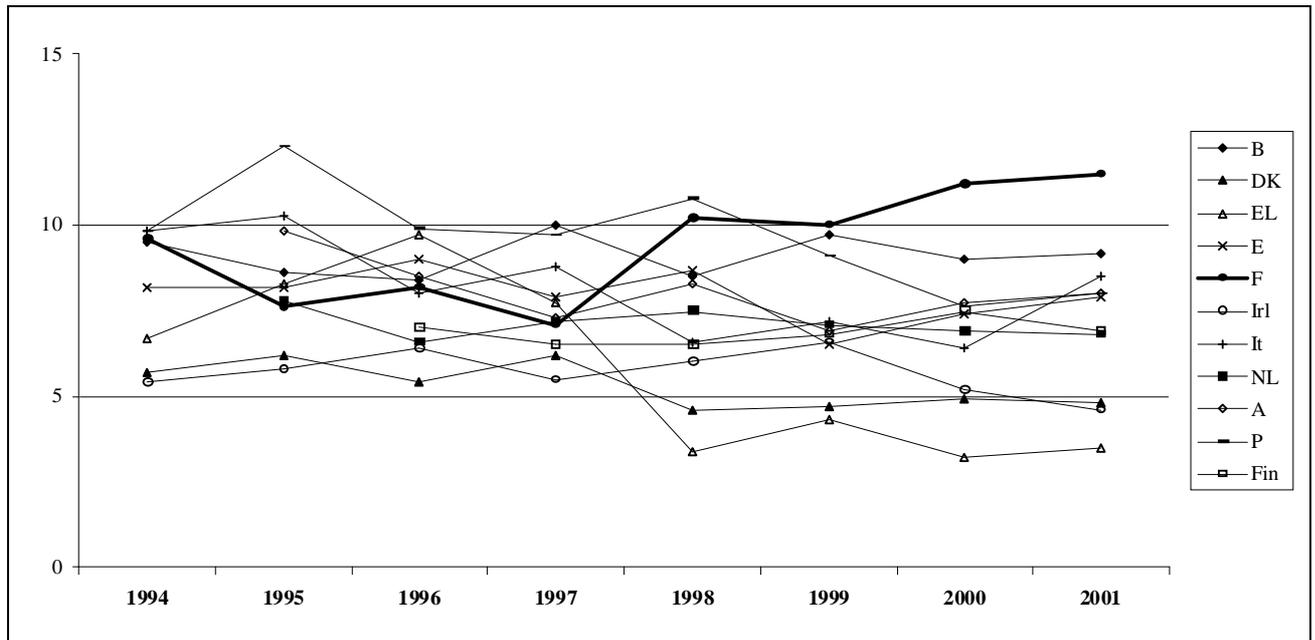
Note : les chiffres relatifs à la Grèce et au Luxembourg reposent sur de faibles effectifs (moins de 100 observations)

Champ : salariés, âgés de 17 à 64 ans, dont la durée hebdomadaire de travail est d'au moins 15 heures, absents au moins un jour au cours des quatre dernières semaines.

Source : ECHP UDB – version de décembre 2003, vague 3 (1996), EUROSTAT (calculs des auteurs).

Graphique 3 :

Évolution du nombre moyen de jours d'absence, au cours de la période 1994-2001, dans onze pays européens



Champ : salariés, âgés de 17 à 64 ans, dont la durée hebdomadaire de travail est d'au moins 15 heures, absents au moins un jour au cours des quatre dernières semaines.

Source : ECHP UDB – version de décembre 2003, vagues 1 à 8 (1994-2001), EUROSTAT (calculs des auteurs).

2. Le cadre théorique et les modèles micro-économétriques utilisés

Dans les développements qui suivent, on présente le cadre théorique, puis on décrit les modèles micro-économétriques qui ont été mis en œuvre pour analyser les comportements d'absence des salariés.

2.1. Le cadre théorique

Le modèle théorique sur lequel on se fonde ici a été proposé par Allen (1981)¹³. Dans ce modèle simple d'arbitrage travail-loisir, s'absenter est 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 nombre d'heures souhaité.

Le salarié est supposé maximiser une fonction d'utilité du type :

$$(1) U = U(C, L)$$

où C est la consommation et L représente le temps de loisir.

En cas d'absence non prévue, le salarié s'expose à des sanctions. Ces sanctions (D), qui peuvent se traduire par une moindre probabilité de promotion et par un risque accru de licenciement, sont déterminées à partir de la fonction suivante :

$$(2) D = D(T_a) \text{ avec } D' \geq 0, D'' \geq 0, D(0) = 0$$

où T_a désigne le temps d'absence.

¹³ Plusieurs études empiriques, notamment celles que l'on doit à Chaudhury et Ng (1992) et Vistnes (1997), s'appuient sur ce même modèle.

La contrainte budgétaire du salarié s'écrit :

$$(3) C + D(T_a) = w(T_c - T_a) + R$$

où w est le taux de salaire, T_c est le temps de travail contractuel et R désigne le revenu du ménage, hors gains d'activité de l'individu.

La contrainte de temps est donnée par :

$$(4) T = T_c + T_l$$

où T est le temps total disponible et T_l représente le temps de loisir lorsque $T_a = 0$ (i.e. $T_a + T_l = L$).

Le salarié cherche à maximiser (1) sous les contraintes (3) et (4). La résolution de ce programme (cf. Allen, 1981, p. 79) permet de conclure que le temps d'absence est fonction de w , R , T_c et D . Plus précisément, les prédictions du modèle sont les suivantes :

- l'impact d'une variation du taux de salaire reste indéterminé, les effets de revenu et de substitution étant de signe opposé ;
- une hausse des autres revenus a pour effet d'accroître le temps d'absence (considéré ici comme un bien normal) ;
- l'effet d'une augmentation du temps de travail contractuel est également positif (puisque l'utilité associée à une unité de loisir supplémentaire est alors plus élevée) ;
- tout accroissement des sanctions est, au contraire, de nature à réduire le temps d'absence.

Les indemnités journalières de maladie, lorsqu'elles sont introduites dans un tel modèle¹⁴, ont pour effet de rendre les absences moins coûteuses pour le salarié (ce coût étant égal à $w(1 - \delta) + D'$, où δ est le taux d'indemnisation) et, par là même, plus probables¹⁵.

2.2. Les modèles micro-économétriques utilisés

2.2.1. Une analyse à l'aide de régressions sur données de panel

Pour tenter de mettre en évidence les déterminants individuels des absences au travail dans chacun des quatorze pays étudiés, on a procédé à l'estimation de modèles sur données de panel. Ce sont deux modèles à variable dépendante qualitative qui ont été utilisés : un modèle *Probit* à effets aléatoires et un modèle *Logit* à effets fixes (sur ces modèles, voir, par exemple, Greene, 2003, pp. 689-700). Afin de déterminer si les effets des variables prises en compte dans l'analyse varient selon le sexe, ces modèles ont été estimés séparément pour les hommes et pour les femmes.

La variable dépendante (commune aux deux modèles), notée Y_{it} , est codée 1 lorsque l'individu i a été au moins un jour absent, pour raisons de santé ou non, au cours des quatre semaines précédant l'enquête de l'année t (0 dans le cas contraire).

Le modèle *Probit* à effets aléatoires peut s'écrire sous la forme :

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

$$Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_{it}^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

¹⁴ Autre élément que mentionne Allen (1981), mais sans que l'on sache exactement comment celui-ci peut être formellement pris en compte : la flexibilité des horaires de travail (qui jouerait négativement sur le temps d'absence).

¹⁵ Une des critiques qui peuvent être adressées à ce modèle est l'absence de prise en compte de l'état de santé du salarié. Pour une analyse théorique intégrant ce facteur, voir, par exemple, Chatterji et Tilley (2002).

où Y_{it}^* est une variable latente (non observable), pouvant représenter ici la propension à s'absenter, X_{it} désigne un ensemble de variables explicatives, β est le vecteur des paramètres associés à ces variables et ε_{it} , un terme d'erreur.

On pose :

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

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

où u_i est l'effet individuel aléatoire, constant au cours du temps.

Les termes u_i et v_{it} sont supposés indépendants et non corrélés aux variables X_{it} . Par suite, on a :

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

et

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

Le coefficient ρ peut s'interpréter comme la part de la variance totale du terme d'erreur due à l'hétérogénéité non observée.

Ce modèle repose sur une hypothèse (forte) de non-corrélation entre les effets individuels u_i et les caractéristiques observées X_{it} . Le recours à un modèle *Logit* à effets fixes permet de lever cette hypothèse. La probabilité d'absence au travail, dans un tel modèle, est spécifiée comme suit :

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

où α_i est une constante propre à chaque individu.

Pour l'estimation de ce modèle *Logit*, on a utilisé la méthode du maximum de vraisemblance conditionnel (Chamberlain, 1980), méthode qui fournit des estimateurs convergents des paramètres β sans qu'il soit besoin d'estimer les α_i (pour plus de détails, voir Lollivier, 2001a, p. 135). L'un des inconvénients de ce type de modélisation est que l'on doit écarter de l'analyse tous les individus pour lesquels la variable dépendante est toujours égale à 0 ou toujours égale à 1.

2.2.2. Les variables explicatives

Les variables explicatives sont les suivantes : l'âge, l'indice de masse corporelle (IMC)¹⁶, l'existence d'une maladie chronique ou d'un handicap, le fait de fumer ou d'avoir fumé (quotidiennement / occasionnellement)¹⁷, la présence d'enfants (de moins de 18 ans), l'âge du plus jeune enfant, l'état matrimonial, le revenu du ménage – hors gains d'activité de l'individu – (pour les salariés en couple), le salaire horaire¹⁸, 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 de travail (CDI / CDD), l'ancienneté¹⁹, l'exercice éventuel de responsabilités d'encadrement, la taille de l'établissement, le degré de satisfaction au travail, le

¹⁶ L'IMC est obtenu en divisant le poids (en kg) de l'individu par le carré de sa taille (en m). La corpulence est considérée comme normale lorsque cet indice est compris entre 18,5 et 24,9. En-deçà, on parle de maigreur ; au-delà, de surpoids (IMC compris entre 25 et 25,9) et d'obésité (IMC supérieur ou égal à 30).

¹⁷ Pour les salariés de cinq pays (Allemagne, France, Luxembourg, Pays-Bas et Royaume-Uni), l'IMC et le fait de fumer n'ont pu être introduits, ces informations n'étant pas disponibles. Dans le cas de la France, on notera que ces variables sont pourtant présentes dans les fichiers de l'enquête diffusés par l'INSEE.

¹⁸ Le taux de salaire a été calculé en divisant les revenus salariaux mensuels nets (variable PI211M de la base ECHP UDB) par le nombre d'heures de travail mensuel à la date de l'enquête (durée hebdomadaire \times 4,33). Pour cette variable, ainsi que pour le revenu du ménage, on a défini quatre classes, correspondant aux quartiles de la distribution (le premier quartile étant pris comme situation de référence).

¹⁹ Une distinction a simplement été opérée, parmi les salariés en CDI, entre ceux dont l'emploi a débuté dans l'année ou au cours de l'année précédente et ceux ayant au moins deux ans d'ancienneté.

fait d'être membre d'une association ou non, et le fait de s'occuper ou non (à titre bénévole) d'une personne malade, handicapée ou âgée²⁰.

Trois des cinq facteurs identifiés plus haut (à partir du modèle de Allen), à savoir le taux de salaire, le montant des autres revenus et le temps de travail, ont donc pu être explicitement pris en compte. Les données dont on dispose ne renseignent, en revanche, ni sur le risque de sanction, ni sur le taux des indemnités de maladie qui peuvent être versées au salarié. On peut toutefois penser que l'introduction de variables relatives au type d'emploi occupé (*i.e.* le fait de travailler dans le secteur public ou non, le type de contrat et l'ancienneté) permet d'appréhender, de manière indirecte et partielle, les effets éventuels de ces deux derniers facteurs.

L'existence d'une maladie chronique ou d'un handicap²¹ est l'une des trois variables ayant trait à l'état de santé que l'on a fait figurer dans les régressions (les deux autres variables étant l'IMC et le fait de fumer (ou d'avoir fumé), caractéristiques pouvant être associées à des problèmes de santé). L'auto-déclaration d'un problème chronique de santé semble être un indicateur plus objectif que l'état de santé perçu (variable également disponible dans l'ECHP, mais non retenue dans cette étude). On ne peut toutefois exclure qu'un biais de « justification » (Tessier et Wolff, 2005) puisse apparaître ici, certaines personnes ayant pu se déclarer en moins bon état de santé qu'elles ne le sont réellement (et mettre ainsi en avant l'existence d'une affection chronique) pour justifier le fait qu'elles se soient absentes au cours des quatre dernières semaines. On a donc cherché à minimiser ce risque de biais, et ce, en prenant en compte la réponse recueillie lors de l'enquête de l'année $t-1$, et non pas celle collectée en t ²².

Autre variable potentiellement endogène : le degré de satisfaction dans l'emploi²³. Le jugement porté sur l'emploi occupé peut en effet dépendre de caractéristiques inobservées qui influent également sur le comportement d'absence. En outre, l'hypothèse d'une causalité réciproque pourrait être envisagée ici, le fait d'avoir été amené à s'absenter pouvant rejaillir négativement sur le degré de satisfaction (à l'égard des conditions de travail, des horaires, etc.). Afin de tenir compte de l'éventuelle endogénéité de cette variable, on a estimé un troisième modèle (pour chaque pays, et, là encore, séparément pour les hommes et les femmes). Il s'agit d'un modèle *Probit* bivarié, permettant d'expliquer simultanément le fait d'être insatisfait de son emploi et l'absence au travail (sur ce type de modèle, voir, par exemple, Lollivier, 2001b)²⁴. Ce modèle à deux équations s'écrit :

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

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

avec

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \end{pmatrix} \rightarrow N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right]$$

où Y_{1i} et Y_{2i} désignent les deux variables expliquées (Y_{1i} étant également introduite, en tant que variable explicative, dans la deuxième équation). La variable Y_{1i} prend la valeur 1 lorsque le degré de satisfaction du salarié i (évalué sur une échelle de 1 à 6) est inférieur ou égal à 4 (0 dans le cas contraire).

²⁰ En introduisant ces deux dernières variables, ainsi que celles relatives à la situation familiale, c'est le rôle éventuel des contraintes de conciliation entre temps professionnel et temps « hors travail » que l'on a cherché à mettre en évidence.

²¹ La question relative aux maladies chroniques et handicaps a été posée chaque année, excepté lors de la première vague.

²² Pour l'analyse portant sur l'Allemagne, le Luxembourg et le Royaume-Uni, cette solution n'a malheureusement pu être mise en œuvre. On rappellera que dans ces trois pays, les individus n'ont été interrogés qu'à trois reprises (en 1994, 1995 et 1996), l'information sur les maladies chroniques et handicaps n'étant disponible que pour deux années (1995 et 1996).

²³ Il s'agit d'un indicateur de satisfaction générale au travail, codé de 1 (« pas satisfait du tout ») à 6 (« très satisfait »).

²⁴ L'estimation a été réalisée sur les données empilées des différentes vagues de l'ECHP que l'on mobilise ici (l'échantillon retenu étant le même que pour l'analyse à l'aide du modèle *Probit* à effets aléatoires).

Quant à la variable Y_{2i} , elle est codée 1 lorsque le salarié s'est absenté au moins un jour au cours des quatre dernières semaines (0 sinon).

Pour l'identification des paramètres de ce modèle, il faut veiller à ce que le vecteur X_{1i} comprenne au moins une variable qui ne soit pas incluse dans le vecteur X_{2i} (cf. Maddala, 1983, pp. 122-123)²⁵. Ces caractéristiques doivent jouer sur l'insatisfaction au travail, mais ne pas avoir d'effet direct sur la probabilité d'absence. Les variables que l'on a utilisées comme « instruments » sont les suivantes : le fait d'avoir suivi une formation en rapport avec le métier exercé, l'utilité de cette formation dans l'exercice des fonctions actuelles²⁶, le sentiment de surqualification²⁷ et une indicatrice du lieu de résidence (à savoir le fait d'habiter dans la région de la capitale)²⁸. La spécification retenue varie toutefois selon les pays (et parfois, pour un même pays, selon le sexe)²⁹.

3. Les résultats des estimations

Pour chacun des quatorze pays étudiés, ce sont donc six régressions (trois pour chaque sexe) qui ont été mises en œuvre. Dans le cas du Luxembourg, toutefois, l'estimation du modèle à effets fixes, aussi bien pour les hommes que pour les femmes, n'a pu être menée à bien, et ce, en raison de la faiblesse des effectifs.

Les paramètres estimés des modèles *Probit* à effets aléatoires, des modèles *Logit* à effets fixes et des modèles *Probit* bivariés ont été reportés dans les tableaux A.1 à A.6, en annexe. Ces trois séries de résultats seront commentées successivement.

3.1. Les résultats des modèles *Probit* à effets aléatoires

D'après les résultats des modèles *Probit* à effets aléatoires, le Portugal est le seul pays où les salariés (hommes ou femmes) âgés de 50 ans ou plus ont une plus forte probabilité d'avoir été au moins un jour absents, pour raisons de santé ou non, au cours des quatre dernières semaines. Dans la moitié des pays (Belgique, Allemagne, Grèce, Espagne, Irlande, Luxembourg et Autriche), la probabilité d'absence des séniors n'est pas significativement différente de celle des 30-39 ans (catégorie de référence). Aux Pays-Bas, dans les États nordiques, au Royaume-Uni, ainsi que (mais seulement dans le cas des femmes) en France et en Italie, les salariés les plus âgés ont, au contraire, moins tendance à s'absenter que les 30-39 ans, toutes choses égales par ailleurs.

²⁵ Selon Wilde (2000), cette condition n'est généralement pas nécessaire. Toutefois, l'étude menée par Monfardini et Radice (2006) a souligné l'importance, en pratique, de ces variables supplémentaires ou « instruments » lors de l'estimation d'un tel modèle.

²⁶ Les actifs occupés se sont vu poser les deux questions suivantes : « Avez-vous suivi une formation (études initiales, formation organisée au sein de l'entreprise ou d'un organisme spécialisé) qui vous a donné les principales aptitudes requises pour le type de travail, de métier que vous exercez actuellement ? » ; « Cette formation vous sert-elle dans l'exercice de vos fonctions actuelles ? – 1. Elle vous est indispensable. 2. Elle vous est utile. 3. Elle vous sert assez peu. 4. Elle ne vous sert pas du tout » (version française du questionnaire individuel).

²⁷ L'enquête permet de savoir si le salarié estime avoir « une qualification, des aptitudes qui [lui] permettraient d'occuper un poste plus qualifié » (questionnaire français).

²⁸ Cette dernière information n'est disponible que pour neuf pays (Belgique, Grèce, Espagne, France, Irlande, Italie, Autriche, Portugal et Finlande).

²⁹ Pour chacun des quatorze pays, on a commencé par estimer un modèle *Probit* simple expliquant les absences, modèle dans lequel les variables utilisées comme « instruments » ont été incorporées. On s'est efforcé de n'inclure ces indicatrices dans l'équation d'insatisfaction du modèle bivarié que lorsque celles-ci se sont révélées non significatives dans ce *probit* simple (d'où les différences de spécification selon les pays). Dans un certain nombre de cas, faute de pouvoir trouver d'autres instruments, on a malheureusement dû déroger à cette règle. Ainsi, dans huit modèles (sur vingt-huit), on a introduit l'indicatrice relative au suivi d'une formation jugée « indispensable » ou celle ayant trait au sentiment de surqualification alors que cette variable est significativement liée à la probabilité d'absence. Il s'agit des modèles portant sur les pays suivants : dans le cas des hommes, Grèce, France et Pays-Bas ; chez les femmes, Allemagne, France, Pays-Bas, Portugal et Finlande. Les résultats de ces modèles, quant à l'impact de l'insatisfaction sur l'absence, doivent donc être considérés avec prudence.

Comme on pouvait s'y attendre, l'état de santé a un rôle déterminant. Les salariés déclarant souffrir d'une maladie chronique ou d'un handicap sont plus susceptibles de s'être arrêtés au moins un jour au cours des quatre dernières semaines. Cet effet s'observe dans l'ensemble des pays, à l'exception de la Grèce, et ce, aussi bien chez les hommes que chez les femmes. De même, le fait de fumer (ou d'avoir fumé) quotidiennement, caractéristique potentiellement liée à l'état de santé (qui n'a pu être introduite que pour neuf pays – Belgique, Danemark, Grèce, Espagne, Irlande, Italie, Autriche, Portugal et Finlande), est généralement associé à une probabilité d'absence significativement plus élevée³⁰. L'obésité (IMC supérieur ou égal à 30) joue aussi positivement, mais dans un nombre plus limité de pays (Espagne, Irlande, Italie, Portugal et Finlande), et parfois seulement chez les femmes³¹. Dans le cas de la France (un des cinq pays pour lesquels ces deux dernières variables n'ont pu être prises en compte ici), l'étude que l'on a précédemment pu mener (Chaupain-Guillot et Guillot, 2007) a également mis en évidence, chez les deux sexes, à partir de régressions sur données de panel, un lien significatif entre le fait de fumer (ou d'avoir fumé) quotidiennement et la probabilité d'absence pour raisons de santé ou autres raisons personnelles, ainsi qu'entre obésité et arrêt maladie. Aux États-Unis, à en juger d'après les résultats des travaux de Leigh (1983) et Vistnes (1997), ces caractéristiques n'influent, en revanche, que sur la probabilité d'absence des femmes.

Toutes choses égales par ailleurs, lorsqu'elles ont un (ou plusieurs) enfant(s) de moins de 3 ans, les femmes ont une plus forte probabilité de s'être absentes au cours des quatre dernières semaines. Deux pays font cependant exception : l'Autriche et la Grèce. En Autriche, de manière assez surprenante, ce facteur semble jouer dans l'autre sens. En Grèce, aucun effet n'est observé. Dans six pays (Belgique, Danemark, France, Portugal, Finlande et Royaume-Uni), les mères dont le plus jeune enfant est âgé de 3 à 5 ans sont également plus susceptibles d'avoir été absentes (par rapport à la catégorie de référence, *i.e.* aux salariées sans enfant à charge). Bien que certaines de ces femmes aient pu se trouver en congé de maternité au cours des quatre dernières semaines (l'ECHP ne permettant pas de faire la distinction entre ces congés et les arrêts maladie), on peut penser que la plus forte probabilité d'absence des salariées ayant de jeunes enfants s'explique en partie par leurs difficultés à concilier vie familiale et vie professionnelle. Il est intéressant de constater que, dans certains États, la présence d'un jeune enfant (de moins de 3 ans ou/et de 3 à 5 ans) a aussi un effet positif, quoique plus faible, chez les hommes. C'est le cas en France, en Allemagne, en Italie, au Portugal et, surtout, dans les deux pays nordiques.

S'agissant de l'impact du niveau de ressources du ménage (hors gains d'activité de l'individu), les résultats ne vont pas dans le sens de l'hypothèse formulée par Allen (1981). En effet, dans aucun des quatorze États considérés, les salariés en couple appartenant aux ménages les plus aisés (dernier quartile de la distribution) n'ont une plus forte probabilité de s'absenter (par rapport à ceux qui vivent dans des ménages dont le revenu se situe dans le premier quartile). Dans une majorité de pays, le fait que le ménage dispose d'un revenu relativement élevé est, au contraire, un facteur jouant négativement (au moins chez l'un des deux sexes). Deux éléments d'explication peuvent être avancés ici. On peut penser que les salariés appartenant aux ménages les plus aisés sont, en moyenne, en meilleure santé que ceux du premier quartile (en raison des différences de comportement en matière de recours aux soins, parce que ces salariés exercent généralement des métiers moins pénibles, etc.). Par ailleurs, le recours régulier aux services à domicile ou de proximité (pour la garde des jeunes enfants, notamment), plus probable dans ce cas de figure, peut faciliter l'articulation entre vie professionnelle et vie personnelle ou/et familiale.

Le niveau de rémunération joue davantage chez les hommes que chez les femmes. Ainsi, dans le cas des hommes, l'indicatrice correspondant au dernier quartile s'est révélée significative (au moins au seuil de 10 %) dans huit des quatorze modèles estimés. Les résultats relatifs à ces huit pays (dont la France) montrent que les salariés les mieux rémunérés ont moins tendance à s'absenter que ceux dont

³⁰ La Grèce, là encore, fait exception : c'est le seul pays où l'effet de cette caractéristique n'est significatif ni chez les hommes, ni chez les femmes. On peut toutefois noter qu'en Grèce, les fumeurs ou anciens fumeurs occasionnels (hommes et femmes) ont davantage tendance à s'absenter que les salariés qui n'ont jamais fumé.

³¹ Dans ces pays (sauf au Portugal), les femmes en surpoids (IMC compris entre 25 et 30) ont elles aussi une plus forte probabilité d'avoir été absentes au cours des quatre dernières semaines (comparativement à celles dont l'IMC est inférieur à 25).

le salaire horaire se situe dans le bas de la distribution (premier quartile). Chez les femmes, dans les deux seuls pays où cet élément semble intervenir (France et Autriche), c'est un effet positif qui est, au contraire, mis en évidence³². On rappellera que l'effet du taux de salaire sur les absences, dans le cadre du modèle de Allen (1981), est théoriquement indéterminé. Plusieurs études empiriques ont abouti à la conclusion que ce facteur joue négativement (voir, par exemple, Barmby *et alii*, 1995, et Winkelmann, 1999).

En France, en Irlande et en Finlande, les hommes et les femmes qui travaillent dans le secteur tertiaire public ont une plus forte probabilité d'avoir été au moins un jour absents au cours des quatre dernières semaines, pour raisons de santé ou non, que leurs homologues du privé. On observe un effet analogue dans six autres pays (Danemark, Allemagne, Grèce, Espagne, Italie et Portugal), mais seulement chez l'un des deux sexes. Cette plus forte probabilité d'absence pourrait s'expliquer, au moins en partie, par les conditions d'indemnisation généralement plus favorables dont bénéficient ces salariés en cas d'arrêt maladie. En outre, le risque de sanction – autre élément susceptible d'influer sur les comportements d'absence, comme on l'a vu plus haut – est *a priori* plus faible dans le secteur public. Les études multi-pays conduites par Frick et Malo (2008) et Leontaridi et Ward (2002) concluent également à l'existence d'un écart significatif entre les taux d'absence des salariés du secteur public et de ceux du privé.

Dans la moitié des pays étudiés, les femmes ont moins tendance à s'absenter lorsqu'elles travaillent à temps partiel (*i.e.* moins de 30 heures par semaine), ce qui correspond à l'effet attendu. Chez les hommes, en revanche, ce facteur a peu d'incidence (hormis en Espagne et au Portugal, où l'on enregistre un effet positif, difficile à interpréter). Les hommes étant moins concernés par le temps partiel, ce dernier constat n'est guère surprenant. Le fait d'être en CDD (plutôt qu'en CDI, avec au moins deux ans d'ancienneté) n'influe sur la probabilité d'absence que dans les cinq pays suivants : Grèce, France, Irlande, Italie et Finlande. Excepté en Grèce, c'est un effet négatif qui est observé, et ce, chez les deux sexes. Dans cinq pays (Irlande, Italie, Pays-Bas, Portugal et Finlande), les femmes en CDI dont l'emploi a débuté dans l'année ou au cours de l'année précédente ont également une plus faible probabilité de s'absenter (aucun effet significatif au seuil de 5 % n'étant mis en évidence chez les hommes). Ce résultat n'est pas sans rappeler celui obtenu par Ichino et Riphahn (2004). À partir de données italiennes, ces auteurs montrent, en effet, que les salariés en période d'essai s'absentent moins.

En Belgique, aux Pays-Bas et, dans une moindre mesure, au Danemark, la probabilité d'absence est significativement plus faible pour les hommes et les femmes qui exercent des responsabilités d'encadrement (avec droit de regard sur le salaire ou/et la carrière des subordonnés). Les résultats font également apparaître un effet négatif en France, mais uniquement dans le cas des hommes. Dans trois autres pays (Espagne, Autriche et Portugal), les femmes cadres seraient, au contraire, plus susceptibles de s'absenter. On notera que Frick et Malo (2008) ont obtenu un effet non significatif (pour les salariés européens dans leur ensemble). D'après les résultats de Leontaridi et Ward (2002), en revanche, les cadres (hommes ou femmes) ont une plus faible probabilité d'absence que les travailleurs non qualifiés.

La taille de l'établissement semble davantage jouer chez les hommes, le fait de travailler dans un établissement d'au moins 500 salariés étant associé à une plus forte probabilité d'absence dans la moitié des pays considérés (Belgique, Danemark, Allemagne, Grèce, France, Italie et Autriche). Ce résultat rejoint les conclusions de plusieurs études existantes (Barmby et Stephan, 2000 ; Frick et Malo, 2008 ; Winkelmann, 1999).

Le degré de satisfaction dans l'emploi est l'une des rares variables dont l'impact s'est révélé significatif dans la quasi-totalité des modèles estimés (les quelques pays où aucun effet n'est enregistré étant les suivants : Grèce et Finlande, dans le cas des hommes ; Grèce et Luxembourg, chez les femmes). Dans tous les cas, c'est un lien négatif qui est mis en évidence entre satisfaction au travail et absence,

³² En Italie, les femmes ayant des gains horaires situés dans le deuxième ou troisième quartile sont également caractérisées par une plus forte probabilité d'absence, mais il n'en va pas de même pour celles qui perçoivent les salaires les plus élevés.

ce qui rejoint, là encore, les résultats de travaux antérieurs (Drago et Wooden, 1992 ; Frick et Malo, 2008 ; VandenHeuvel et Wooden, 1995 ; Winkelmann, 1999).

Enfin, cette analyse montre que, dans certains pays, la probabilité d'absence au travail est significativement plus élevée pour les salariés qui sont membres d'une association ou/et pour ceux qui s'occupent d'une personne malade, handicapée ou âgée. C'est notamment le cas en France.

Avant d'en venir aux résultats des modèles *Logit*, il convient de signaler que la valeur estimée du paramètre ρ varie assez peu d'un modèle à l'autre (ce paramètre étant de l'ordre de 0,2 dans la moitié des cas). C'est chez les salariées portugaises que l'effet individuel est le plus marqué : un peu moins d'un tiers de la variance totale du terme d'erreur serait dû à l'hétérogénéité non observée ($\rho = 0,297$).

3.2. Les résultats des modèles *Logit* à effets fixes

Les modèles *Logit* à effets fixes ont été estimés sur des échantillons de plus petite taille que ceux utilisés précédemment (du fait de la méthode mise en œuvre – cf. *supra*), ce qui peut expliquer que, dans cette deuxième série de résultats, les effets des variables explicatives apparaissent, en règle générale, moins souvent significatifs. Le type de contrat de travail (CDD plutôt que CDI) et le fait d'avoir moins de deux ans d'ancienneté (lorsque l'emploi occupé est un CDI) sont les deux seuls facteurs dont l'impact ressort plus clairement, et uniquement chez les femmes. En effet, d'après les résultats des régressions logistiques, ces facteurs jouent négativement dans huit et dix pays respectivement (et non plus seulement dans quatre et cinq pays).

L'analyse menée à l'aide de modèles *Probit* à effets aléatoires a plus particulièrement mis en évidence les effets de l'état de santé, de la présence d'un enfant de moins de 3 ans (chez les femmes) et du degré de satisfaction au travail. On constate ici que ces deux dernières variables sont significatives dans plus de la moitié des modèles estimés (les effets étant de même signe que dans les modèles précédents)³³. En revanche, l'existence d'une maladie chronique ou d'un handicap n'a plus guère d'impact (hormis dans quelques pays)³⁴.

3.3. Les résultats des modèles *Probit* bivariés

On examine à présent les résultats des modèles visant à expliquer simultanément l'insatisfaction au travail et l'absence.

Parmi les caractéristiques dont les effets sur l'absence au travail ont été soulignés plus haut, plusieurs sont généralement associées à une plus forte probabilité d'insatisfaction (au moins chez l'un des deux sexes) : l'existence d'une maladie chronique ou d'un handicap, le fait de travailler dans l'industrie ou l'agriculture et le fait d'être en CDD (surtout chez les femmes). À l'inverse, et comme attendu, les cadres et les salariés les mieux rémunérés (hommes ou femmes) ont moins tendance à porter un jugement négatif sur leur situation professionnelle. C'est aussi le cas des salariés les plus jeunes (du moins si on les compare à la catégorie de référence, *i.e.* à ceux âgés de 30 à 39 ans) et des titulaires d'un CDI ayant moins de deux ans d'ancienneté (principalement chez les hommes). Les variables utilisées ici comme « instruments » se sont également révélées significatives. Ainsi, comme on pouvait s'y attendre, le fait d'avoir suivi une formation en rapport avec le métier exercé et de considérer cette formation comme « indispensable » est un élément qui influe négativement sur la probabilité d'insatisfaction, tandis que le sentiment de surqualification joue dans l'autre sens.

³³ Dans le cas de la Grèce, et ce résultat est assez surprenant, la probabilité d'absence des femmes est positivement liée au degré de satisfaction. On rappellera que dans le modèle *Probit* à effets aléatoires, cette variable s'est révélée non significative.

³⁴ Contre toute attente, c'est un effet négatif que l'on relève (seulement chez l'un des deux sexes) en Finlande, en Espagne, ainsi qu'en Irlande.

Chez les hommes, l'impact de l'insatisfaction au travail sur la probabilité d'absence, lorsqu'on tient compte de l'éventuelle endogénéité de cette variable, ne demeure significatif que dans trois pays : au Luxembourg, aux Pays-Bas et au Royaume-Uni. Il n'en va pas de même chez les femmes. En effet, pour ces dernières, c'est dans la majorité des pays que l'on retrouve un effet significatif (Belgique, Allemagne, Espagne, France, Italie, Pays-Bas, Autriche, Finlande et Royaume-Uni).

Dans les deux tiers des modèles estimés, le coefficient de corrélation entre les résidus des équations d'insatisfaction et d'absence (ρ) n'est pas statistiquement différent de zéro. On pourrait en conclure que le recours à une telle spécification, dans ces différents cas, ne s'impose pas. Le plus souvent, toutefois, le paramètre estimé de l'indicatrice d'insatisfaction (dans l'équation d'absence) et le coefficient ρ sont tous deux non significatifs, ce qui peut être le signe d'un problème d'identification (comme l'ont souligné Monfardini et Radice, 2006). Il faut donc rester prudent dans l'interprétation de ces résultats.

3.4. Expliquer les différences entre pays

L'image qui ressort de cette étude portant sur les déterminants individuels des absences au travail est celle d'une assez grande hétérogénéité des comportements au sein de l'UE. En effet, comme on a pu le constater, parmi les variables prises en compte, rares sont celles qui jouent significativement dans la quasi-totalité des pays (l'existence d'une maladie chronique ou d'un handicap, la satisfaction au travail et, dans le cas des femmes, le fait d'avoir un enfant en bas âge)³⁵. Les différences que l'on observe dans l'impact de certaines variables pourraient être liées, au moins en partie, aux disparités institutionnelles. Bien évidemment, on songe, en premier lieu, aux caractéristiques du régime d'indemnisation des arrêts maladie (lesquelles varient sensiblement selon les pays)³⁶.

Ainsi, on constate que dans les pays où le salaire a un effet significatif (négatif) sur la probabilité d'absence des hommes (d'après les résultats des modèles *Probit* à effets aléatoires), le degré de générosité de l'indemnisation des arrêts de travail pour maladie est, dans l'ensemble, plus faible que dans le reste de l'UE-15. En effet, parmi ces huit pays (Espagne, France, Irlande, Italie, Luxembourg, Autriche, Portugal et Royaume-Uni), l'indice de générosité proposé par Frick et Malo (2008)³⁷ s'élève à 2,0 en moyenne, contre 2,4 parmi les autres États membres. Il convient notamment de souligner que dans sept de ces huit pays (seul le Luxembourg fait exception), les indemnités de maladie ne sont versées qu'après un délai de carence de trois jours, alors que dans quatre des six autres pays (Danemark, Allemagne, Pays-Bas et Finlande), les salariés sont indemnisés dès le premier jour d'arrêt de travail³⁸. Le fait que le niveau de rémunération n'ait pas d'impact significatif dans ces quatre derniers pays, où les absences sont donc moins coûteuses pour les salariés, est un résultat qui va plutôt dans le sens attendu.

Autre élément qui pourrait contribuer à expliquer ces différences entre pays : le degré de rigueur de la législation sur la protection de l'emploi. En effet, le niveau global de protection de l'emploi, tel qu'il

³⁵ On objectera peut-être que la non-significativité de telle ou telle variable dans certaines régressions pourrait être essentiellement due à la faiblesse des effectifs dans l'échantillon considéré, ce qui rendrait délicate la comparaison des estimations par pays. Les résultats obtenus à l'aide des modèles *Logit* à effets fixes doivent bien évidemment être interprétés avec circonspection, la procédure d'estimation ayant conduit à écarter de l'analyse un grand nombre d'individus (tous ceux pour lesquels la variable expliquée est toujours égale à 0 ou 1). Dans le cas des modèles *Probit* à effets aléatoires, en revanche, cette critique semble moins recevable. En effet, à l'exception de ceux relatifs au Luxembourg, ces modèles ont tous été estimés sur des échantillons d'assez grande taille (comprenant, pour la plupart, plus de 1 500 individus, le nombre d'observations par individu variant de deux à six).

³⁶ Sur ce point, voir, par exemple, Chaupain-Guillot et Guillot (2009).

³⁷ Dans cet indice, quatre critères sont pris en compte : le champ d'application des indemnités journalières de maladie, le délai de carence, la durée maximale d'indemnisation et le taux de remplacement (caractéristiques au 1^{er} janvier 2000). Chacune de ces variables est codée de 1 à 3 (du niveau de générosité le plus faible au plus élevé). L'indice repris ici est la moyenne non pondérée de ces quatre variables. Celui-ci s'échelonne de 1,375 (Irlande) à 2,75 (Allemagne, Luxembourg et Suède).

³⁸ En Finlande, s'il existe un délai de carence de neuf jours pour les indemnités versées par le système de protection sociale, ce délai est sans incidence pour le salarié puisque, durant cette période, celui-ci bénéficie du maintien intégral de son salaire. Par ailleurs, on notera que le délai de carence est d'un jour en Belgique et de trois jours en Grèce.

est mesuré par l'indicateur synthétique de l'OCDE (1999), étant plus ou moins élevé selon les pays³⁹, il n'est peut-être pas surprenant que des caractéristiques individuelles telles que le type de contrat de travail ou le fait de travailler dans le secteur public aient un plus fort impact dans certains États que dans d'autres. Toutefois, si l'on se borne à comparer les valeurs moyennes de l'indicateur de l'OCDE, on ne constate guère de différence, sous cet angle, entre les groupes de pays où ces variables influent significativement sur la probabilité d'absence et ceux où aucun effet n'est mis en évidence.

Conclusion

L'objet de cette étude, menée à partir des données de l'ECHP, était d'analyser, dans une perspective de comparaison européenne, les comportements individuels d'absence au travail. L'exploration a porté sur l'ensemble des États membres de l'UE-15, à l'exception de la Suède. Ce sont les absences au cours des quatre dernières semaines, pour raisons de santé ou non, qui ont été examinées ici.

Comme différents travaux antérieurs (Bonato et Lusinyan, 2004 ; Frick et Malo, 2008 ; Gimeno *et alii*, 2004 ; Osterkamp, 2002), cette comparaison européenne a fait apparaître des écarts sensibles de taux d'absence entre les pays. On retiendra notamment que les taux observés en France, au cours de la période 1994-2001, sont parmi les plus faibles de l'UE, les durées d'absence pour les salariés français étant cependant plus longues, en moyenne, que celles enregistrées dans la plupart des autres pays (du moins si l'on en juge d'après les chiffres relatifs aux années 1998 à 2001). Les résultats des estimations montrent que les facteurs jouant sur la probabilité d'absence sont loin d'être identiques d'un pays à l'autre. L'existence d'une maladie chronique ou d'un handicap, le degré de satisfaction au travail et, chez les femmes, la présence d'un enfant de moins de 3 ans sont, en effet, les seules variables qui ont un impact significatif, et de même signe, dans la quasi-totalité des États de l'UE-15 (d'après les résultats des modèles *Probit* à effets aléatoires). On a toutefois pu noter que plusieurs autres caractéristiques ont des effets analogues dans la moitié des pays : chez les hommes, le niveau de rémunération et la taille de l'établissement ; dans le cas des femmes, le fait de travailler dans le secteur tertiaire public, l'exercice d'une activité à temps partiel et le niveau de ressources du ménage.

Cette analyse présente un certain nombre de limites. Ainsi, on rappellera que la source utilisée ici n'a pas permis de faire la distinction entre les absences liées à la maladie et celles motivées par d'autres raisons. Une étude centrée sur les seules absences pour maladie aurait peut-être mis en évidence des comportements beaucoup plus homogènes au sein de l'UE. Autre limite importante : le fait que deux des principaux facteurs susceptibles d'intervenir dans la décision de s'absenter ou non, à savoir le taux d'indemnisation des arrêts maladie et le risque de sanction, n'aient pu être explicitement introduits. Enfin, comme on l'a vu, en cherchant à tenir compte de l'éventuelle endogénéité du degré de satisfaction au travail, on a obtenu des résultats souvent peu concluants. Sans doute conviendrait-il de faire appel à d'autres instruments que ceux retenus ici. Nos tentatives dans ce sens sont malheureusement restées infructueuses.

Un des prolongements envisageables consisterait à étendre cette comparaison à l'ensemble des pays de l'UE-27. Autant que l'on puisse en juger, sur ce champ, on ne dispose pas de données longitudinales comparables⁴⁰. Une étude en coupe pourrait, en revanche, être menée (en s'appuyant, par exemple, sur les données de la quatrième *Enquête européenne sur les conditions de travail*).

³⁹ D'après cet indicateur, au sein de l'UE-15, c'est dans les pays de l'Europe du sud (Grèce, Espagne, Italie et Portugal) que la législation est la plus rigoureuse. À l'autre extrême, on trouve le Royaume-Uni, l'Irlande et le Danemark.

⁴⁰ L'enquête EU-SILC (« *European Union Statistics on Income and Living Conditions* »), qui a succédé au *Panel européen*, ne renseigne pas sur les absences au travail.

Bibliographie

- Afsa C., Givord P. (2009)**, « Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie : le cas des horaires irréguliers », *Économie et Prévision*, n° 187, pp. 83-103.
- Allen S.G. (1981)**, « An Empirical Model of Work Attendance », *Review of Economics and Statistics*, vol. 63, n° 1, pp. 77-87.
- Askildsen J.E., Bratberg E., Nilsen Ø.A. (2005)**, « Unemployment, labor force composition and sickness absence : a panel data study », *Health Economics*, vol. 14, n° 11, pp. 1087-1101.
- Barmby T.A., Ercolani M.G., Treble J.G. (2002)**, « Sickness Absence : An International Comparison », *Economic Journal*, vol. 112, pp. F315-F331.
- Barmby T.A., Orme C.D., Treble J.G. (1995)**, « Worker Absence Histories : A Panel Data Study », *Labour Economics*, vol. 2, n° 1, pp. 53-65.
- Barmby T.A., Stephan G. (2000)**, « Worker absenteeism : why firm size may matter », *Manchester School*, vol. 68, n° 5, pp. 568-577.
- Bengtsson T., Scott K. (2008)**, « Workplace, Human Capital and Ethnic Determinants of Sickness Absence in Sweden, 1993-2001 », *IZA Discussion Papers*, n° 3672, Institute for the Study of Labor, Bonn.
- Bergendorff S. (2003)**, « Sickness absence in Europe : a comparative study », *Paper Presented at the 4th International Research Conference on Social Security*, Antwerp, 5-7 May 2003.
- Bliksvaer T., Helliesen A. (1997)**, « Sickness Absence : A Study of 11 LES Countries », *LES Working Paper Series*, n° 3, Luxembourg Employment Study.
- Böckerman P., Ilmakunnas P. (2008)**, « Interaction of working conditions, job satisfaction, and sickness absences : Evidence from a representative sample of employees », *Social Science and Medicine*, vol. 67, n° 4, pp. 520-528.
- Bonato L., Lusinyan L. (2004)**, « Work Absence in Europe », *IMF Working Paper*, n° 04/193, International Monetary Fund.
- Brown S., 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., Tilley C.J. (2002)**, « Sickness, Absenteeism, Presenteeism, and Sick Pay », *Oxford Economic Papers*, vol. 54, n° 4, pp. 669-687.
- Chaudhury M., Ng I. (1992)**, « Absenteeism predictors : least squares, rank regression, and model selection results », *Canadian Journal of Economics*, vol. 25, n° 3, pp. 615-635.
- Chaupain-Guillot S., Guillot O. (2007)**, « Les absences au travail : une analyse à partir des données françaises du Panel européen des ménages », *Économie et Statistique*, n° 408-409, pp. 45-75.
- Chaupain-Guillot S., Guillot O. (2009)**, « Les absences au travail en Europe : quel impact du régime d'indemnisation maladie et de la législation de protection de l'emploi sur les comportements des salariés ? », *Travail et Emploi*, n° 120, pp. 17-31.
- Drago R., 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.
- EUROSTAT (2008)**, *European social statistics. Social protection. Expenditure and receipts. Data 1997-2005*, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg, 391 p.
- Frick B., Malo M.Á. (2008)**, « Labor Market Institutions and Individual Absenteeism in the European Union : The Relative Importance of Sickness Benefit Systems and Employment Protection Legislation », *Industrial Relations*, vol. 47, n° 4, pp. 505-529.
- García-Serrano C., Malo M.Á. (2008)**, « The influence of disability on absenteeism : An empirical analysis using Spanish data », *ISER Working Papers*, n° 2008-29, Institute for Social and Economic Research, University of Essex, Colchester.
- Geurts S., Kompier M., Gründemann R. (2000)**, « Curing the Dutch disease ? Sickness absence and work disability in the Netherlands », *International Social Security Review*, vol. 53, n° 4, pp. 79-103.
- Gimeno D., Benavides F.G., Benach J., Amick B.C. (2004)**, « Distribution of sickness absence in the European Union countries », *Occupational and Environmental Medicine*, vol. 61, n° 10, pp. 867-869.
- Greene W.H. (2003)**, *Econometric Analysis (5th Edition)*, Prentice Hall, Upper Saddle River, 1 026 p.

- Hausknecht J.P., Hiller N.J., Vance R.J. (2008)**, « Work-Unit Absenteeism : Effects of Satisfaction, Commitment, Labor Market Conditions, and Time », *Academy of Management Journal*, vol. 51, n° 6, pp. 1223-1245.
- Ichino A., Riphahn R.T. (2004)**, « Absenteeism and employment protection : Three cases studies », *Swedish economic policy review*, vol. 11, n° 1, pp. 95-114.
- Leigh J.P. (1983)**, « Sex Differences in Absenteeism », *Industrial Relations*, vol. 22, n° 3, pp. 349-361.
- Leontaridi R.M., Ward M.E. (2002)**, « Work-Related Stress, Quitting Intentions and Absenteeism », *IZA Discussion Papers*, n° 493, Institute for the Study of Labor, Bonn.
- Løkke A.-K., Eskildsen J.K., Jensen T.W. (2007)**, « Absenteeism in the Nordic countries », *Employee Relations*, vol. 29, n° 1, pp. 16-29.
- Lollivier S. (2001a)**, « Les choix d'activité des femmes en couple : une approche longitudinale », *Économie et Statistique*, n° 349-350, pp. 125-140.
- Lollivier S. (2001b)**, « Endogénéité d'une variable explicative dichotomique dans le cadre d'un modèle probit bivarié. Une application au lien entre fécondité et activité féminine », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 62, pp. 251-269.
- Maddala G.S. (1983)**, *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge, 401 p.
- Missègue N. (2007)**, « Les arrêts de travail des séniors en emploi », *Dossiers Solidarité et Santé*, n° 2, DREES.
- Monfardini C., Radice R. (2006)**, « Testing Exogeneity in the Bivariate Probit Model: a Monte Carlo Study », *mimeo*, Department of Economics, University of Bologna.
- OCDE (1999)**, *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 1999 – Aider les jeunes à prendre un meilleur départ*, OCDE, Paris.
- Osterkamp R. (2002)**, « Work Lost Due to Illness – An International Comparison », *CESifo Forum*, n° 4/2002, pp. 36-40.
- Osterkamp R., Röhn O. (2007)**, « Being on Sick Leave : Possible Explanations for Differences of Sick-leave Days Across Countries », *CESifo Economic Studies*, vol. 53, n° 1, pp. 97-114.
- Parent-Thirion A., Fernández Macías E., Hurley J., Vermeylen G. (2007)**, *Fourth European Working Conditions Survey*, European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg, 134 p.
- Renaud T., 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.
- Tessier P., Wolff F.-C. (2005)**, « Offre de travail et santé en France », *Économie et Prévision*, n° 168, pp. 17-41.
- VandenHeuvel A., 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.
- Wegge J., Schmidt K.-H., Parkes C., van Dick R. (2007)**, « 'Taking a sickie': Job satisfaction and job involvement as interactive predictors of absenteeism in a public organization », *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, vol. 80, n° 1, pp. 77-89.
- Wilde J. (2000)**, « Identification of multiple equation probit models with endogenous dummy regressors », *Economic Letters*, vol. 69, n° 3, pp. 309-312.
- Winkelmann R. (1999)**, « Wages, Firm Size and Absenteeism », *Applied Economics Letters*, vol. 6, n° 6, pp. 337-341.

Tableau A.1 :
Paramètres estimés des modèles *Probit* à effets aléatoires – le cas des hommes

	B	DK	D	EL	E	F	Irl	I	L	NL	A	P	Fin	UK
Constante	-0,928***	-0,794***	-1,006***	-1,204***	-1,485***	-1,318***	-1,273***	-1,545***	-0,675**	-0,469***	-0,441***	-1,570***	-1,022***	-0,837***
Âge														
Moins de 30 ans	0,088	0,153**	-0,034	-0,133*	0,021	0,131**	0,130	0,030	0,003	-0,019	0,031	0,097	-0,058	0,181**
30 à 39 ans	réf.													
40 à 49 ans	0,031	-0,123*	-0,031	0,000	-0,066	0,009	-0,178**	-0,046	0,001	-0,029	-0,023	0,036	-0,154***	-0,126
50 ans ou plus	0,041	-0,176**	0,070	-0,013	-0,041	0,034	-0,098	-0,041	0,194	-0,178***	0,069	0,190**	-0,196***	-0,321***
Indice de masse corporelle														
Inférieur à 25	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	-	réf.	réf.	réf.	-
25 à 29,9	-0,048	-0,062	-	0,000	-0,077**	-	-0,049	0,009	-	-	-0,069	0,117***	-0,033	-
30 ou plus	0,008	-0,019	-	-0,079	0,152***	-	0,053	0,091	-	-	-0,075	0,047	0,148**	-
Information manquante	-0,065	-0,074	-	-0,540***	0,321***	-	0,286**	0,158*	-	-	0,031	0,016	0,133	-
Maladie chronique ou handicap	0,290***	0,239***	0,465***	-0,007	0,451***	0,382***	0,251***	0,427***	0,423***	0,231***	0,258***	0,352***	0,152***	0,246***
Consommation de tabac														
Fume (ou a fumé) quotidiennement	0,200***	0,192***	-	0,088	0,244***	-	0,181***	0,145***	-	-	0,064	0,149***	0,121***	-
Fume (ou a fumé) occasionnellement	0,126	0,129*	-	0,301***	0,073	-	0,003	0,198***	-	-	0,019	-0,051	0,101	-
N'a jamais fumé	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	-	réf.	réf.	réf.	-
Nombre d'enfants (de moins de 18 ans) / âge du plus jeune enfant														
Aucun enfant	réf.													
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : moins de 3 ans	0,142	0,527***	0,268**	-0,104	0,103	0,237***	0,091	0,068	-0,280	0,032	-0,054	0,156*	0,245***	-0,002
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 3 à 5 ans	0,098	0,378***	0,195*	-0,006	0,126*	0,211***	0,228*	0,210***	0,082	-0,001	-0,016	0,195**	0,256***	0,026
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 6 à 11 ans	-0,075	0,147*	0,071	-0,011	0,013	0,020	0,099	0,127**	-0,265	-0,084	-0,127*	0,061	0,134**	-0,163
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 12 ans ou plus	-0,109	0,007	0,135	0,056	-0,052	0,081	0,111	0,150**	0,065	-0,183***	-0,043	-0,016	-0,050	-0,002
État matrimonial / revenu du ménage, hors gains d'activité de l'individu														
Ne vit pas en couple	-0,085	0,118*	0,106	0,009	-0,006	-0,070	0,037	0,126**	-0,018	-0,063	-0,212***	-0,120*	-0,021	-0,037
En couple – revenu : 1 ^{er} quartile	réf.													
En couple – revenu : 2 ^e quartile	-0,117**	-0,060	0,186***	-0,073	0,088*	-0,029	-0,000	-0,071	-0,094	0,058	-0,093	0,045	0,050	0,095
En couple – revenu : 3 ^e quartile	-0,187***	-0,068	0,015	-0,103*	0,045	-0,074	-0,139*	-0,191***	0,015	0,062	-0,123**	-0,115**	-0,024	0,014
En couple – revenu : 4 ^e quartile	-0,153**	0,010	-0,001	-0,220***	-0,010	-0,043	-0,115	-0,148***	-0,178	0,042	-0,249***	-0,111**	-0,012	0,062
Salaire horaire														
1 ^{er} quartile	réf.													
2 ^e quartile	0,108	0,124**	0,083	-0,026	0,034	0,034	-0,071	-0,101**	-0,007	-0,073*	-0,065	-0,089*	0,072	-0,006
3 ^e quartile	0,018	0,088	0,100	-0,117*	0,105**	-0,065	-0,012	-0,069	0,047	-0,050	-0,085	-0,263***	-0,050	-0,078
4 ^e quartile	-0,007	0,017	-0,050	-0,016	-0,112*	-0,142**	-0,162*	-0,135**	-0,435**	-0,034	-0,130*	-0,267***	-0,028	-0,179*
Secteur d'activité / caractère public ou privé de l'établissement														
Industrie ou agriculture	-0,002	-0,040	-0,144**	0,063	0,138***	0,079*	0,039	0,044	0,023	0,020	-0,072	0,375***	0,102**	0,066
Tertiaire – salarié du secteur privé	réf.													
Tertiaire – salarié du secteur public	0,094	0,004	-0,180	0,121*	0,069	0,164***	0,197**	0,072	-0,730***	0,050	0,020	0,185***	0,191***	0,230
Information manquante	-0,285	0,016	-0,562**	0,034	-	-0,005	-	0,112	-	0,157***	-	0,367	0,094	0,118
Travail à temps partiel	-0,042	0,034	-0,037	-0,037	0,337***	-0,016	-0,081	0,000	-0,392	-0,049	0,172	0,621***	0,033	0,100
Type de contrat de travail / ancienneté														
CDI – moins de deux ans d'ancienneté	0,130	0,085	-0,009	-0,126*	-0,048	-0,024	-0,109	0,012	0,151	-0,080*	-0,055	-0,064	-0,106*	-0,006
CDI – au moins deux ans d'ancienneté	réf.													
CDD	-0,051	0,089	0,058	0,229***	-0,013	-0,205***	-0,154*	-0,111*	0,141	0,070	0,079	0,021	-0,357***	0,058
Information manquante	0,203*	0,228	-0,201	0,221*	-0,026	0,088	0,090	-0,057	0,263	-0,116	-0,038	0,517***	0,149	-0,279
Responsabilités d'encadrement														
Avec influence sur le salaire / la carrière des subordonnés	-0,228***	-0,098*	-0,107	0,097	-0,031	-0,127**	0,060	0,023	-0,210	-0,232***	-0,074	0,062	-0,068	-0,069
Sans influence sur le salaire / la carrière des subordonnés	-0,060	-0,029	0,070	-0,013	-0,078*	-0,051	0,001	0,140***	-0,224*	-0,064	0,037	0,106	-0,014	-0,084
Pas de responsabilités d'encadrement	réf.													
Information manquante	-0,291*	0,207	0,383**	-	-	-0,038	-0,024	0,041	-0,175	0,157	0,172	-0,699***	-	-0,015
Taille de l'établissement														
Moins de 500 salariés	réf.													
500 salariés ou plus	0,119**	0,148**	0,132**	0,240***	0,081	0,115**	0,023	0,165***	-0,366**	0,016	0,107*	0,021	0,028	0,023
Information manquante	0,013	0,101	0,222*	-0,512***	-0,024	-0,013	-0,035	0,065	0,364*	0,029	-	-0,145	-	-0,080
Degré de satisfaction au travail	-0,106***	-0,099***	-0,134***	-0,033	-0,067***	-0,068***	-0,065***	-0,024*	-0,081*	-0,121***	-0,152***	-0,070***	-0,028	-0,103***
Appartenance à une association	0,015	-0,056	0,048	0,085	0,067*	0,067*	-0,009	0,103***	0,233**	0,009	0,092**	0,124***	0,015	-0,001
Soins à une personne malade, handicapée ou âgée	-0,004	0,287***	-0,107	0,232	0,178	0,384***	0,326**	0,058	0,127	0,066	0,254	0,221	0,356***	-0,247
ρ	0,251***	0,124***	0,220***	0,184***	0,168***	0,138***	0,211***	0,223***	0,173**	0,152***	0,108***	0,218***	0,183***	0,206***
Logarithme de la vraisemblance	-2 589,14	-3 362,23	-2 636,54	-2 953,96	-4 653,70	-4 221,39	-2 243,85	-5 444,13	-585,94	-6 075,24	-2 951,97	-4 135,60	-4 237,60	-1 690,45
Nombre d'observations	7 052	7 228	7 335	8 465	15 151	14 788	7 411	17 338	1 600	14 707	9 337	14 305	9 011	4 494
Nombre d'individus	1 524	1 609	2 613	1 972	3 700	3 380	1 869	3 942	558	3 344	2 086	3 180	2 190	1 718

*** : 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 65 ans, dont la durée hebdomadaire de travail est d'au moins 15 heures. Source : ECHP UDB – version de décembre 2003, vagues 1 à 8 (1994-2001), EUROSTAT (calculs des auteurs).

Tableau A.2 :

Paramètres estimés des modèles *Probit* à effets aléatoires – le cas des femmes

	B	DK	D	EL	E	F	Irl	I	L	NL	A	P	Fin	UK
Constante	-0,820***	-0,149	-1,201***	-1,228***	-1,236***	-0,977***	-1,035***	-1,139***	-0,705**	-0,114	-0,901***	-1,042***	-0,657***	-0,608***
Âge														
Moins de 30 ans	0,036	0,075	0,157*	-0,106	0,075	0,105*	0,109	0,075	-0,185	-0,035	0,058	0,073	0,149**	0,012
30 à 39 ans	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.							
40 à 49 ans	-0,104	-0,293***	-0,122	-0,114	-0,141**	-0,189***	-0,067	-0,227***	-0,265	-0,049	-0,018	-0,031	-0,142***	-0,211**
50 ans ou plus	0,077	-0,269***	-0,127	0,018	-0,034	-0,249***	-0,088	-0,139**	-0,173	-0,210***	-0,032	0,241***	-0,111*	-0,183*
Indice de masse corporelle														
Inférieur à 25	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	-	réf.	réf.	réf.	-
25 à 29,9	0,033	-0,010	-	-0,159**	0,129**	-	0,233***	0,192***	-	-	0,134*	0,041	0,146***	-
30 ou plus	0,068	0,116	-	0,118	0,361***	-	0,166*	0,316***	-	-	-0,045	0,534***	0,281***	-
Information manquante	0,118	0,059	-	-	-0,107	-	0,459***	0,003	-	-	0,484***	0,161	0,004	-
Maladie chronique ou handicap	0,277***	0,139***	0,490***	-0,070	0,327***	0,385***	0,257***	0,205***	0,470***	0,278***	0,293***	0,408***	0,220***	0,297***
Consommation de tabac														
Fume (ou a fumé) quotidiennement	0,148***	0,115**	-	-0,079	0,130***	-	0,118**	0,132***	-	-	0,275***	0,169**	0,004	-
Fume (ou a fumé) occasionnellement	0,104	-0,116	-	0,485***	0,023	-	0,148*	0,096	-	-	0,104	0,043	0,092	-
N'a jamais fumé	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	-	réf.	réf.	réf.	-
Nombre d'enfants (de moins de 18 ans) / âge du plus jeune enfant														
Aucun enfant	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.							
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : moins de 3 ans	0,474***	0,576***	0,591***	0,024	0,324***	0,497***	0,339***	0,571***	0,429**	0,336***	-0,457**	0,556***	0,982***	0,763***
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 3 à 5 ans	0,264***	0,251***	0,138	0,036	0,083	0,220***	0,150	0,117	-0,455	-0,002	0,115	0,346***	0,376***	0,250**
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 6 à 11 ans	0,047	0,006	0,068	-0,060	-0,016	0,016	0,136	-0,002	0,212	0,011	-0,090	-0,065	0,128**	-0,010
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 12 ans ou plus	0,089	-0,071	0,067	-0,077	0,011	-0,085	-0,149	0,030	0,473**	-0,136**	-0,098	-0,234***	-0,108*	0,211**
État matrimonial / revenu du ménage, hors gains d'activité de l'individu														
Ne vit pas en couple	0,177***	0,055	-0,015	-0,201**	-0,120**	-0,004	0,008	-0,125**	-0,072	0,002	-0,008	-0,303***	-0,041	-0,052
En couple – revenu : 1 ^{er} quartile	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.							
En couple – revenu : 2 ^e quartile	-0,013	0,047	-0,172**	-0,102	-0,120**	-0,121**	-0,132*	0,012	0,046	-0,003	0,035	-0,175***	-0,018	-0,135**
En couple – revenu : 3 ^e quartile	-0,101	0,157***	-0,092	-0,144*	0,018	-0,039	-0,110	-0,100*	-0,018	-0,118**	-0,174**	-0,107**	0,032	-0,049
En couple – revenu : 4 ^e quartile	-0,073	0,014	-0,076	-0,160**	-0,218***	-0,232***	-0,023	-0,123**	-0,182	-0,159***	-0,172**	-0,116*	0,003	-0,116
Salaire horaire														
1 ^{er} quartile	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.							
2 ^e quartile	-0,075	-0,017	-0,001	0,056	0,087	0,024	0,136*	0,180***	-0,168	0,068	0,078	-0,068	-0,021	-0,137*
3 ^e quartile	-0,011	0,015	0,171*	0,053	0,101	0,111**	0,111	0,176***	-0,103	0,042	0,126	-0,037	-0,063	-0,080
4 ^e quartile	-0,010	-0,109	0,156	-0,067	0,059	0,129**	-0,026	0,018	-0,216	0,001	0,171**	0,110	-0,031	-0,058
Secteur d'activité / caractère public ou privé de l'établissement														
Industrie ou agriculture	-0,163**	0,130*	0,251***	-0,091	0,100*	-0,005	0,230***	0,128**	0,065	-0,037	0,009	0,220***	0,064	0,049
Tertiaire – salarié du secteur privé	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.							
Tertiaire – salarié du secteur public	-0,046	0,289***	0,366***	0,110	0,230***	0,176***	0,289***	0,115**	0,128	-0,005	0,094	0,085	0,103**	-0,006
Information manquante	-0,149	0,241***	0,184	-0,690*	-	-0,081	-	-0,090	-	0,116*	-	-	0,008	-0,228
Travail à temps partiel	-0,010	-0,262***	0,040	-0,091	-0,128**	-0,035	-0,054	-0,106**	-0,231	-0,183***	-0,076	-0,206**	-0,118**	-0,185**
Type de contrat de travail / ancienneté														
CDI – moins de deux ans d'ancienneté	-0,084	-0,045	-0,022	0,038	-0,084	-0,094	-0,113*	-0,298***	0,125	-0,149***	-0,116	-0,276***	-0,162***	-0,002
CDI – au moins deux ans d'ancienneté	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.							
CDD	-0,086	-0,115	-0,062	-0,090	0,023	-0,204***	-0,163**	-0,207***	0,055	-0,038	0,029	0,003	-0,220***	-0,079
Information manquante	0,178*	-0,543***	0,380**	0,102	0,109	0,168**	-0,221	-0,075	0,327	-0,084	-0,133	-0,170	-0,109	-0,028
Responsabilités d'encadrement														
Avec influence sur le salaire / la carrière des subordonnés	-0,307***	-0,127*	-0,132	0,334**	0,179*	-0,060	-0,096	-0,002	-0,365	-0,311***	0,193*	0,348**	-0,084	-0,122
Sans influence sur le salaire / la carrière des subordonnés	-0,023	-0,091	0,080	-0,027	-0,017	-0,029	-0,003	0,022	-0,155	-0,107**	0,066	0,202**	-0,057	-0,066
Pas de responsabilités d'encadrement	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.							
Information manquante	-0,075	0,449**	-0,122	-	-	-	-0,082	-0,128	0,190	0,114	0,436**	0,335**	-	0,090
Taille de l'établissement														
Moins de 500 salariés	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.							
500 salariés ou plus	-0,123*	0,270***	0,160	-0,211*	0,007	0,221***	-0,090	0,064	0,483**	0,058	0,143*	-0,023	0,065	0,054
Information manquante	0,106	-0,168**	-0,062	-0,399***	0,210**	0,008	0,073	0,070	0,049	0,063	-	0,267***	-	0,076
Degré de satisfaction au travail	-0,071***	-0,150***	-0,106***	0,017	-0,057***	-0,103***	-0,086***	-0,073***	-0,086	-0,129***	-0,148***	-0,132***	-0,051***	-0,094***
Appartenance à une association	0,033	0,002	0,078	0,174**	0,054	0,081*	-0,079	0,052	-0,031	-0,105***	-0,042	0,002	-0,024	0,025
Soins à une personne malade, handicapée ou âgée	0,079	0,193**	-0,056	0,222*	0,067	0,248**	0,120	0,020	0,441	0,019	0,016	0,399***	-0,073	0,187
ρ	0,153***	0,186***	0,274***	0,198***	0,140***	0,194***	0,104***	0,216***	0,139	0,202***	0,211***	0,297***	0,159***	0,197***
Logarithme de la vraisemblance	-2 643,68	-3 630,53	-1 859,47	-1 823,08	-2 952,19	-4 207,83	-2 039,56	-4 170,90	-370,08	-4 928,36	-2 055,65	-3 719,39	-4 995,10	-1 802,22
Nombre d'observations	5 979	6 672	4 859	5 191	8 451	11 978	5 393	11 291	996	10 224	6 207	10 732	9 189	4 087
Nombre d'individus	1 323	1 534	1 783	1 266	2 186	2 802	1 380	2 617	356	2 506	1 486	2 457	2 229	1 569

*** : 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 65 ans, dont la durée hebdomadaire de travail est d'au moins 15 heures. Source : ECHP UDB – version de décembre 2003, vagues 1 à 8 (1994-2001), EUROSTAT (calculs des auteurs).

Tableau A.3 :

Paramètres estimés des modèles *Logit* à effets fixes – le cas des hommes

	B	DK	D	EL	E	F	Irl	I	NL	A	P	Fin	UK
Âge													
Moins de 30 ans	-0,241	-0,001	0,545	-0,449*	0,074	0,199	-0,296	0,018	-0,073	-0,033	-0,315	-0,417**	0,245
30 à 39 ans	réf.	réf.											
40 à 49 ans	0,521**	-0,154	-0,448	0,417*	-0,187	-0,084	-0,648	0,051	0,009	0,085	-0,077	0,064	1,015*
50 ans ou plus	0,370	0,304	-0,197	0,804**	-0,010	-0,073	0,181	0,026	-0,439*	0,110	0,797**	0,313	0,296
Indice de masse corporelle													
Inférieur à 25	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	réf.	réf.	réf.	-
25 à 29,9	-0,690***	0,266	-	-0,121	0,036	-	-0,459**	-0,270**	-	0,224	0,324**	0,080	-
30 ou plus	-0,810**	0,011	-	-0,671**	0,700***	-	-1,232***	-0,195	-	-0,315	0,168	0,093	-
Information manquante	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Maladie chronique ou handicap	0,036	0,269**	-0,162	-0,202	-0,026	0,049	-0,380	0,028	-0,084	0,051	-0,133	-0,354***	-0,020
Consommation de tabac													
Fume (ou a fumé) quotidiennement	0,295	0,226	-	0,118	0,328	-	0,825**	0,160	-	0,011	0,739***	0,448*	-
Fume (ou a fumé) occasionnellement	0,132	0,563*	-	0,576***	0,379*	-	0,518	0,337**	-	-0,421	0,025	0,589**	-
N'a jamais fumé	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	réf.	réf.	réf.	-
Nombre d'enfants (de moins de 18 ans) / âge du plus jeune enfant													
Aucun enfant	réf.	réf.											
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : moins de 3 ans	0,108	1,064***	1,612***	-0,389	-0,084	0,375*	0,051	0,376*	0,051	-0,054	-0,419	0,484**	0,558
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 3 à 5 ans	-0,053	0,942***	1,349***	-0,095	-0,093	0,439**	0,694*	0,702***	-0,116	0,136	-0,499*	0,447**	0,533
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 6 à 11 ans	-0,299	0,524**	0,677	0,089	-0,464*	0,110	0,627	0,660***	-0,372*	-0,104	-0,768***	0,046	-0,154
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 12 ans ou plus	-0,325	0,093	0,740**	0,459*	-0,134	0,411**	0,634*	0,728***	-0,547***	-0,208	-0,515**	-0,178	0,292
État matrimonial / revenu du ménage, hors gains d'activité de l'individu													
Ne vit pas en couple	-0,163	0,091	0,874*	-1,238**	-0,447	0,007	0,390	0,137	-0,090	-0,073	-0,308	0,049	-0,107
En couple – revenu : 1 ^{er} quartile	réf.	réf.											
En couple – revenu : 2 ^e quartile	-0,224	-0,205	0,285	-0,284*	0,181	-0,105	0,331*	-0,015	0,262***	-0,079	0,073	0,029	0,070
En couple – revenu : 3 ^e quartile	-0,316*	-0,241*	0,176	-0,289*	0,004	-0,261*	-0,168	-0,327**	0,250**	0,130	0,013	-0,125	-0,118
En couple – revenu : 4 ^e quartile	-0,420**	0,022	0,277	-0,660***	-0,051	0,153	0,109	-0,308**	0,078	0,104	-0,162	-0,095	-0,478*
Salaires horaires													
1 ^{er} quartile	réf.	réf.											
2 ^e quartile	0,325**	0,064	0,519**	0,074	0,063	-0,031	-0,122	-0,203*	-0,013	-0,291*	-0,060	0,005	0,342
3 ^e quartile	0,133	-0,065	0,341	0,155	0,156	-0,223	-0,082	-0,121	0,103	-0,291	-0,585***	-0,186	0,159
4 ^e quartile	0,095	-0,263	-0,109	0,473*	-0,303	-0,291	-0,488*	-0,107	0,208	-0,277	-0,357	0,053	-0,673*
Secteur d'activité / caractère public ou privé de l'établissement													
Industrie ou agriculture	0,056	0,272	-0,252	-0,062	0,101	0,529**	0,097	0,057	0,114	-0,205	0,176	0,149	-1,015**
Tertiaire – salarié du secteur privé	réf.	réf.											
Tertiaire – salarié du secteur public	-0,081	-0,318	-0,397	-0,127	0,067	-0,089	-0,202	-0,009	-0,169	0,169	-0,318	0,392*	0,075
Information manquante	-0,588	0,248	-	-	-	0,232	-	0,185	0,290***	-	-	0,291	-0,385
Travail à temps partiel	-0,042	-0,229	-0,202	-0,410	0,348	-0,219	0,232	-0,216	-0,368*	0,070	2,541***	0,664**	0,420
Type de contrat de travail / ancienneté													
CDI – moins de deux ans d'ancienneté	-0,209	-0,089	-0,153	-0,403**	-0,122	-0,106	-0,153	-0,046	-0,267***	-0,202	-0,288*	-0,242*	-0,211
CDI – au moins deux ans d'ancienneté	réf.	réf.											
CDD	-0,253	-0,247	-0,033	0,063	-0,176	-0,221	-0,416*	-0,119	-0,112	0,253	-0,162	-0,802***	0,069
Information manquante	-0,726	-0,351	-0,498	0,006	-0,088	0,333	0,201	0,131	-0,321	-0,528	-	0,597*	-0,714
Responsabilités d'encadrement													
Avec influence sur le salaire / la carrière des subordonnés	-0,149	0,436**	0,623**	0,369*	0,108	-0,020	0,240	0,238	-0,311**	-0,155	0,393	0,009	0,079
Sans influence sur le salaire / la carrière des subordonnés	-0,090	0,232	0,139	0,183	0,019	0,018	-0,282	0,422***	-0,064	-0,142	0,349	-0,072	-0,043
Pas de responsabilités d'encadrement	réf.	réf.											
Information manquante	-0,110	0,405	0,602	-	-	-0,219	-0,114	-0,062	0,362	0,083	-0,332*	-	-0,102
Taille de l'établissement													
Moins de 500 salariés	réf.	réf.											
500 salariés ou plus	0,284*	0,402*	-1,092*	0,735***	0,336**	-0,012	-0,187	0,365**	-0,148	0,163	0,098	-0,161	0,000
Information manquante	-0,068	0,569	0,139	-0,890**	-0,174	-0,124	-0,283	0,128	-0,225	-	-0,128	-	-0,900
Degré de satisfaction au travail	-0,133***	-0,139***	-0,192***	-0,015	-0,072**	-0,014	-0,128**	-0,048	-0,192***	-0,299***	-0,140**	0,020	-0,166*
Appartenance à une association	0,205	-0,179	0,135	0,280*	0,248***	-0,006	-0,117	0,159*	0,121	0,037	0,397***	0,050	-0,077
Soins à une personne malade, handicapée ou âgée	-0,025	0,412*	0,340	0,241	0,007	0,627***	0,324	0,351*	0,085	0,052	0,373	0,801***	-0,685
Logarithme de la vraisemblance	-1 127,33	-1 472,46	-693,59	-1 177,20	-1 692,06	-1 675,06	-734,79	-2 074,69	-2 506,84	-1 193,55	-1 396,85	-1 742,18	-420,24
Nombre d'observations	3 047	3 942	1 982	3 336	4 832	4 839	2 185	5 770	7 097	3 364	4 123	4 632	1 218
Nombre d'individus	619	821	698	691	1 072	999	503	1 193	1 493	700	854	1 027	455

*** : 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 65 ans, dont la durée hebdomadaire de travail est d'au moins 15 heures. Source : ECHP UDB – version de décembre 2003, vagues 1 à 8 (1994-2001), EUROSTAT (calculs des auteurs).

Tableau A.4 :
Paramètres estimés des modèles Logit à effets fixes – le cas des femmes

	B	DK	D	EL	E	F	Irl	I	NL	A	P	Fin	UK
Âge													
Moins de 30 ans	-0,100	-0,167	-1,095**	-0,902***	-0,170	-0,246	-0,467**	0,030	-0,141	0,019	-0,643***	-0,282	-0,276
30 à 39 ans	réf.												
40 à 49 ans	-0,201	0,163	-1,350**	0,598**	-0,138	-0,067	0,358	-0,567***	0,106	-0,064	0,490*	0,162	-0,501
50 ans ou plus	-0,210	0,771***	-3,034***	1,323**	0,161	-0,144	-0,521	-0,109	0,083	0,056	1,268***	0,324	-0,814
Indice de masse corporelle													
Inférieur à 25	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	réf.	réf.	réf.	-
25 à 29,9	0,189	0,088	-	-0,168	0,136	-	0,401*	0,128	-	0,489	0,527***	0,378**	-
30 ou plus	0,521	0,238	-	0,516	0,059	-	0,336	0,130	-	-0,940*	1,404***	0,227	-
Information manquante	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Maladie chronique ou handicap	-0,011	-0,081	-0,068	-0,163	-0,327**	0,147	-0,404*	-0,092	-0,109	-0,191	0,239	0,146	0,204
Consommation de tabac													
Fume (ou a fumé) quotidiennement	0,354	0,201	-	-0,033	-0,247	-	0,131	-0,003	-	0,296	0,087	-0,263	-
Fume (ou a fumé) occasionnellement	0,182	-0,065	-	0,729***	0,382	-	0,019	-0,066	-	0,353	0,091	-0,012	-
N'a jamais fumé	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	réf.	réf.	réf.	-
Nombre d'enfants (de moins de 18 ans) / âge du plus jeune enfant													
Aucun enfant	réf.												
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : moins de 3 ans	0,793***	0,655***	1,389*	-0,459	0,400	0,321*	0,055	0,389**	0,552***	-0,701	0,435*	1,206***	1,076***
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 3 à 5 ans	0,726***	0,160	1,168*	-0,274	0,066	0,165	-0,312	-0,149	0,081	0,631	0,166	0,421**	0,151
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 6 à 11 ans	0,416	-0,005	1,582***	-0,000	-0,033	0,139	0,026	-0,202	-0,151	0,162	-0,353	0,198	-0,520
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 12 ans ou plus	0,186	0,034	1,007***	0,110	0,353	-0,007	-0,664**	-0,105	-0,345*	-0,240	-0,124	-0,050	-0,618
État matrimonial / revenu du ménage, hors gains d'activité de l'individu													
Ne vit pas en couple	-0,089	-0,049	-0,188	-0,770*	-0,265	-0,204	0,141	-0,523*	-0,054	0,211	-1,492***	-0,337	-0,001
En couple – revenu : 1 ^{er} quartile	réf.												
En couple – revenu : 2 ^e quartile	0,232	0,008	-0,068	-0,180	-0,110	-0,102	-0,109	0,220*	0,074	-0,059	-0,260*	-0,034	-0,215
En couple – revenu : 3 ^e quartile	0,004	0,151	0,107	-0,139	0,225	0,156	-0,169	0,019	-0,161	-0,314	-0,248	0,027	0,022
En couple – revenu : 4 ^e quartile	0,146	-0,180	0,166	-0,400*	-0,186	-0,182	-0,013	-0,089	-0,170	-0,448*	-0,151	-0,065	-0,449
Salaire horaire													
1 ^{er} quartile	réf.												
2 ^e quartile	-0,457***	0,010	0,000	0,434**	0,528***	0,012	0,236	0,282**	0,119	-0,190	-0,134	-0,175	0,010
3 ^e quartile	-0,460**	0,110	0,452	0,162	0,626***	0,321*	0,435**	0,087	0,151	-0,288	-0,247	-0,337***	-0,095
4 ^e quartile	-0,764***	-0,143	0,565	-0,024	0,927***	0,223	0,183	-0,193	0,018	-0,382	0,460	-0,276*	-0,361
Secteur d'activité / caractère public ou privé de l'établissement													
Industrie ou agriculture	-0,022	0,188	0,068	0,335	0,489**	-0,364	0,346	0,281	-0,345*	0,466	-0,149	-0,133	-0,013
Tertiaire – salarié du secteur privé	réf.												
Tertiaire – salarié du secteur public	-0,352*	0,360*	-0,083	0,426	0,601***	0,819***	0,385	-0,037	-0,042	0,131	-0,343	0,076	0,143
Information manquante	-0,099	0,161	-	-	-	0,667*	-	-0,223	0,147	-	-	-0,066	-0,498
Travail à temps partiel	-0,138	-0,363**	-0,333	0,335	-0,319*	-0,150	-0,322	0,099	-0,407***	-0,090	-0,127	-0,067	-0,087
Type de contrat de travail / ancienneté													
CDI – moins de deux ans d'ancienneté	-0,395**	-0,246**	-0,268	0,248	-0,229	-0,424***	-0,458***	-0,725***	-0,483***	-0,405**	-0,539***	-0,393***	-0,817***
CDI – au moins deux ans d'ancienneté	réf.												
CDD	-0,226	-0,457***	-0,333	-0,425*	-0,380**	-0,631***	-0,314*	-0,388**	-0,311**	-0,026	0,100	-0,417***	-0,252
Information manquante	0,083	-0,673	0,337	-	-0,063	-0,162	-	-0,165	-0,060	-0,539	0,016	-0,250	-0,087
Responsabilités d'encadrement													
Avec influence sur le salaire / la carrière des subordonnés	-0,248	-0,104	0,407	1,415***	-0,030	0,182	-0,210	0,215	-0,895***	0,452	-0,650	-0,198	0,093
Sans influence sur le salaire / la carrière des subordonnés	0,086	0,062	0,236	-0,054	-0,310**	0,292**	-0,241	-0,030	-0,444***	0,385**	0,262	-0,145	-0,195
Pas de responsabilités d'encadrement	réf.												
Information manquante	-0,018	0,449	-0,314	-	-	-	-	-0,645*	-0,123	0,990	0,187	-	0,207
Taille de l'établissement													
Moins de 500 salariés	réf.												
500 salariés ou plus	-0,256	-0,006	0,214	-0,222	0,209	0,515	-0,097	0,261	0,007	0,015	-0,264	-0,136	-0,506
Information manquante	0,069	-0,673***	0,239	-0,567**	0,343*	-0,042	0,266	0,121	0,058	-	0,708***	-	-0,568
Degré de satisfaction au travail	-0,067	-0,180***	-0,207***	0,131**	-0,038	-0,170***	-0,075	-0,127***	-0,219***	-0,234***	-0,167***	-0,051	-0,109
Appartenance à une association	0,076	-0,026	-0,024	0,573***	0,199	-0,088	-0,153	0,103	-0,111	0,021	0,146	-0,049	0,081
Soins à une personne malade, handicapée ou âgée													
Logarithme de la vraisemblance	-1 163,34	-1 639,77	-477,44	-687,50	-1 080,02	-1 703,82	-759,01	-1 668,97	-1 983,97	-754,68	-1 242,76	-2 196,50	-477,22
Nombre d'observations	3 273	4 255	1 390	2 023	3 214	4 826	2 244	4 600	5 650	2 166	3 557	5 819	1 373
Nombre d'individus	667	904	506	426	748	1 026	533	967	1 263	475	749	1 289	515

*** : 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 65 ans, dont la durée hebdomadaire de travail est d'au moins 15 heures. Source : ECHP UDB – version de décembre 2003, vagues 1 à 8 (1994-2001), EUROSTAT (calculs des auteurs).

Tableau A.5 :

Paramètres estimés des modèles *Probit* bivariés – le cas des hommes

	B	DK	D	EL	E	F	Irl	I	L	NL	A	P	Fin	UK
Équation 1 – Absence au travail														
Constante	-1,153***	-1,331***	-1,311***	-1,467***	-1,731***	-1,751***	-1,696***	-1,648***	-1,366***	-1,165***	-1,015***	-1,674***	-0,948***	-1,682***
Âge														
Moins de 30 ans	0,052	0,172***	-0,046	-0,136**	0,044	0,131***	0,157**	0,008	-0,010	-0,009	0,010	0,113**	-0,007	0,205***
30 à 39 ans	réf.													
40 à 49 ans	0,013	-0,125**	-0,028	-0,001	-0,048	0,017	-0,148**	-0,038	-0,045	-0,044	-0,056	0,083*	-0,150***	-0,117
50 ans ou plus	0,067	-0,193***	0,042	-0,021	-0,038	0,041	-0,049	-0,058	0,160	-0,124***	0,053	0,164***	-0,192***	-0,174*
Indice de masse corporelle														
Inférieur à 25	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	-	réf.	réf.	réf.	-
25 à 29,9	-0,012	-0,053	-	-0,010	-0,069**	-	-0,025	0,006	-	-	-0,077*	0,054	-0,030	-
30 ou plus	0,045	0,004	-	-0,089	0,102**	-	0,127*	0,076	-	-	-0,051	0,005	0,127**	-
Information manquante	-0,029	-0,096	-	-0,459***	0,312***	-	0,245***	0,184**	-	-	0,015	-0,034	0,118	-
Maladie chronique ou handicap	0,355***	0,208***	0,475***	0,012	0,461***	0,371***	0,220**	0,472***	0,291**	0,191***	0,306***	0,420***	0,200***	0,166**
Consommation de tabac														
Fume (ou a fumé) quotidiennement	0,168***	0,184***	-	0,078*	0,202***	-	0,181***	0,156***	-	-	0,063	0,124***	0,096***	-
Fume (ou a fumé) occasionnellement	0,126*	0,115*	-	0,259***	0,043	-	-0,001	0,198***	-	-	0,033	-0,079	0,071	-
N'a jamais fumé	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	-	réf.	réf.	réf.	-
Nombre d'enfants (de moins de 18 ans) / âge du plus jeune enfant														
Aucun enfant	réf.													
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : moins de 3 ans	0,107	0,435***	0,206**	-0,073	0,106	0,238***	0,106	0,059	-0,220	0,019	-0,039	0,185***	0,203***	-0,026
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 3 à 5 ans	0,114	0,304***	0,149*	0,015	0,145**	0,194***	0,138	0,134**	0,049	-0,005	0,016	0,191***	0,209***	-0,017
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 6 à 11 ans	-0,031	0,108*	0,051	-0,001	0,035	0,022	0,064	0,096*	-0,229	-0,059	-0,106	0,074	0,161***	-0,129
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 12 ans ou plus	-0,061	0,020	0,104	0,025	-0,053	0,048	0,097	0,089*	0,070	-0,148***	-0,008	-0,020	-0,095	0,022
État matrimonial / revenu du ménage, hors gains d'activité de l'individu														
Ne vit pas en couple	-0,016	0,058	0,068	0,015	-0,038	-0,052	0,095	0,088*	-0,018	-0,084**	-0,195***	-0,149***	-0,004	-0,040
En couple – revenu : 1 ^{er} quartile	réf.													
En couple – revenu : 2 ^e quartile	-0,042	-0,043	0,156***	-0,027	0,084*	-0,037	-0,055	-0,061	-0,018	0,026	-0,092*	-0,003	0,084*	0,113*
En couple – revenu : 3 ^e quartile	-0,099*	-0,075	0,009	-0,067	0,056	-0,057	-0,150**	-0,149***	0,058	0,011	-0,096*	-0,155***	0,015	0,035
En couple – revenu : 4 ^e quartile	-0,070	0,028	-0,016	-0,127*	0,003	-0,051	-0,170**	-0,115***	-0,121	0,040	-0,233***	-0,135***	0,023	0,092
Salaires horaires														
1 ^{er} quartile	réf.													
2 ^e quartile	0,108**	0,110**	0,021	-0,024	0,044	0,057	-0,075	-0,091**	0,063	-0,080**	-0,055	-0,102**	0,055	0,007
3 ^e quartile	0,003	0,085	0,035	-0,094	0,061	-0,012	0,016	-0,053	0,114	-0,076*	-0,105*	-0,244***	-0,055	-0,042
4 ^e quartile	-0,028	0,094	-0,102	0,036	-0,097	-0,056	-0,108	-0,090	-0,233	-0,045	-0,179***	-0,259***	-0,061	-0,052
Secteur d'activité / caractère public ou privé de l'établissement														
Industrie ou agriculture	-0,015	-0,053	-0,120**	0,052	0,159***	0,058	0,080	0,036	0,047	0,005	-0,041	0,335***	0,134***	0,084
Tertiaire – salarié du secteur privé	réf.													
Tertiaire – salarié du secteur public	0,085	0,018	-0,169	0,144**	0,132***	0,166***	0,270***	0,080**	-0,551**	0,054	0,010	0,182***	0,177***	0,204*
Information manquante	-0,237	-0,030	-0,484**	0,028	-	-0,054	-	0,096	-	0,120***	-	0,274	0,110*	0,013
Travail à temps partiel	-0,075	0,057	0,009	-0,013	0,229**	-0,002	-0,051	0,050	-0,423	-0,034	0,170	0,478***	0,029	0,053
Type de contrat de travail / ancienneté														
CDI – moins de deux ans d'ancienneté	0,126*	0,110**	0,001	-0,112*	-0,090	0,012	-0,078	0,023	0,095	-0,015	-0,057	0,056	-0,142***	0,040
CDI – au moins deux ans d'ancienneté	réf.													
CDD	0,001	0,064	0,053	0,219***	0,000	-0,167***	-0,141*	-0,119**	0,055	0,072	0,142**	0,104**	-0,286***	0,049
Information manquante	0,134	0,238*	-0,176	0,186*	0,032	0,094	0,116	-0,067	0,370	-0,116	-0,067	0,482***	0,080	0,056
Responsabilités d'encadrement														
Avec influence sur le salaire / la carrière des subordonnés	-0,306***	-0,112**	-0,169**	0,120	-0,029	-0,089	0,081	0,065	-0,030	-0,166***	-0,135**	0,064	-0,105**	0,027
Sans influence sur le salaire / la carrière des subordonnés	-0,092*	-0,030	0,043	0,007	-0,082**	-0,020	0,023	0,128**	-0,103	-0,064*	0,020	0,080	-0,020	-0,069
Pas de responsabilités d'encadrement	réf.													
Information manquante	-0,281*	0,195	0,309**	-	-	0,040	-0,126	0,066	-0,134	0,214*	0,161	-0,603***	-	-0,031
Taille de l'établissement														
Moins de 500 salariés	réf.													
500 salariés ou plus	0,122***	0,111**	0,109**	0,181***	0,067	0,110**	0,018	0,150***	-0,294**	0,011	0,102**	0,034	0,033	-0,032
Information manquante	0,041	0,058	0,195*	-0,464***	-0,017	0,009	-0,016	0,060	0,362*	0,033	-	-0,113	-	-0,104
Insatisfaction au travail (degré de satisfaction ≤ 4)	-0,244	0,546	-0,004	0,323	0,170	0,454	0,461	0,273	1,058***	0,920***	-0,168	0,090	-0,194	1,010***
Appartenance à une association	-0,009	-0,022	0,033	0,062	0,065**	0,057*	-0,017	0,104***	0,229***	0,016	0,062*	0,092***	-0,014	0,005
Soins à une personne malade, handicapée ou âgée	-0,011	0,249***	-0,111	0,175	0,209**	0,343***	0,268**	0,061	0,001	0,039	0,234*	0,119	0,302***	-0,202

Tableau A.5 :
(suite)

	B	DK	D	EL	E	F	Irl	I	L	NL	A	P	Fin	UK
Équation 2 – insatisfaction au travail														
Constante	-0,089	-0,540***	0,728***	1,078***	0,221***	0,122***	0,438***	0,841***	-0,122	-0,463***	-0,351***	0,880***	0,444***	0,314***
Âge														
Moins de 30 ans	-0,248***	0,014	-0,151***	-0,005	-0,159***	-0,026	0,111**	-0,098***	0,031	-0,122***	-0,065	-0,049	-0,117***	-0,200***
30 à 39 ans	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
40 à 49 ans	0,025	0,037	-0,098**	0,097**	0,009	0,067**	-0,004	0,091***	0,139	0,031	0,111***	0,127***	-0,117***	-0,028
50 ans ou plus	-0,086*	-0,160***	-0,212***	0,110**	-0,108***	0,038	-0,233***	0,142***	0,040	-0,074**	0,022	-0,003	-0,174***	-0,318***
Maladie chronique ou handicap	0,220***	0,037	0,198***	0,030	0,010	0,154***	0,155***	-0,050	0,267***	0,165***	0,162***	0,212***	-0,017	0,154***
État matrimonial / revenu du ménage, hors gains d'activité de l'individu														
Ne vit pas en couple	0,137***	0,153***	-0,117***	-0,112**	0,082***	-0,078***	-0,219***	-0,104***	-0,016	0,147***	0,019	0,124***	0,064*	-0,034
En couple – revenu : 1 ^{er} quartile	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
En couple – revenu : 2 ^e quartile	0,007	0,037	-0,083*	-0,179***	0,108***	0,111***	0,079*	-0,055*	-0,148	0,069**	-0,051	-0,061	0,074*	-0,024
En couple – revenu : 3 ^e quartile	0,143***	0,164***	-0,082*	-0,157***	0,070**	0,065**	0,118***	-0,157***	-0,034	0,030	0,044	-0,083**	0,117***	-0,090
En couple – revenu : 4 ^e quartile	0,042	-0,011	-0,167***	-0,323***	0,130***	0,092***	0,147***	-0,171***	-0,096	-0,030	-0,034	-0,017	0,107***	-0,044
Salaire horaire														
1 ^{er} quartile	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
2 ^e quartile	0,007	-0,010	-0,211***	-0,299***	-0,064**	-0,086***	-0,089**	-0,203***	-0,267***	0,017	0,022	-0,092**	-0,089**	-0,030
3 ^e quartile	-0,107**	-0,112**	-0,257***	-0,574***	-0,237***	-0,145***	-0,182***	-0,327***	-0,227**	0,040	-0,091**	-0,234***	-0,200***	-0,132**
4 ^e quartile	-0,231***	-0,337***	-0,489***	-0,895***	-0,321***	-0,329***	-0,307***	-0,581***	-0,398**	-0,057	-0,309***	-0,438***	-0,246***	-0,258***
Secteur d'activité / caractère public ou privé de l'établissement														
Industrie ou agriculture	-0,110***	0,074*	0,054	0,138***	0,061**	0,103***	0,007	0,142***	-0,091	0,010	0,096***	0,217***	0,155***	-0,036
Tertiaire – salarié du secteur privé	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
Tertiaire – salarié du secteur public	0,012	0,163***	-0,120	-0,206***	-0,107***	-0,123***	-0,104**	-0,038	-0,209	-0,028	-0,087**	-0,181***	0,045	-0,085
Information manquante	-0,058	0,111**	-0,042	0,129	-	0,047	-	0,223***	-	0,034	-	-	0,209***	0,154
Travail à temps partiel	0,209*	-0,331***	-0,119	-0,080	0,169**	-0,058	0,157**	-0,059	-0,127	-0,058	0,285**	0,073	0,000	0,047
Type de contrat de travail / ancienneté														
CDI – moins de deux ans d'ancienneté	0,002	-0,185***	-0,065	0,070	-0,115***	-0,205***	-0,088**	-0,100***	-0,002	-0,129***	-0,111**	0,091**	-0,202***	-0,045
CDI – au moins deux ans d'ancienneté	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
CDD	0,116*	0,071	0,016	0,492***	0,166***	-0,008	-0,024	0,242***	0,228	-0,011	0,190***	0,221***	-0,054	0,057
Information manquante	0,069	0,171	-0,125	0,103	0,018	-0,090*	-0,114	0,204***	0,065	0,089	0,018	0,158**	-0,014	-0,375***
Responsabilités d'encadrement														
Avec influence sur le salaire / la carrière des subordonnés	-0,342***	-0,065	-0,424***	-0,409***	-0,369***	-0,324***	-0,177***	-0,510***	-0,522***	-0,115***	-0,199***	-0,166***	-0,335***	-0,290***
Sans influence sur le salaire / la carrière des subordonnés	-0,154***	-0,024	-0,207***	-0,313***	-0,105***	-0,214***	0,020	-0,346***	-0,212**	-0,023	-0,120***	-0,013	-0,046	0,003
Pas de responsabilités d'encadrement	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
Information manquante	-0,218*	-0,562***	-0,392***	-	-	-0,484***	0,138	-0,236**	-0,455	-0,381***	-0,486***	-0,114	-	-0,061
Taille de l'établissement														
Moins de 500 salariés	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
500 salariés ou plus	0,159***	0,005	-0,086**	-0,112**	-0,069**	-0,004	0,085	-0,029	-0,027	0,050**	-0,055	-0,326***	-0,099**	0,148***
Information manquante	-0,068	-0,106	-0,034	0,018	-0,020	-0,075**	-0,161**	-0,143***	-0,307	-0,052	-	0,088	-	0,163*
Formation en rapport avec le métier exercé / utilité de cette formation dans l'exercice des fonctions actuelles														
N'a pas suivi de formation spécifique	réf.	-	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	-	-	réf.	-	-	réf.
Formation jugée indispensable	-0,365***	-0,226***	-0,367***	-0,202***	-0,480***	-0,199***	-0,159***	-0,404***	-	-0,178***	-0,355***	-0,554***	-0,539***	-0,229***
Formation jugée utile	0,025	-	-0,138***	-0,067	-0,185***	-0,046	-0,092**	-0,122***	-	-	-0,099**	-	-	-0,054
Formation jugée peu ou pas du tout utile	0,244***	-	0,086	0,124	-0,044	0,110*	-0,093	0,032	-	-	0,164***	-	-	0,328***
Information manquante	-	-	-	-0,156	-0,342***	-	-0,060	-0,035	-	-	-	-	-	-0,016
Sentiment de surqualification	0,109***	0,134***	-	0,165***	-	0,149***	-	-	0,288***	0,115***	-	-	-0,246***	0,231***
Lieu de résidence : région de la capitale	-	-	-	-	0,386***	-	-	-0,080**	-	-	-	-	-	-
ρ	0,279*	-0,250	0,155	-0,173	-0,035	-0,224	-0,301	-0,142	-0,610***	-0,452***	0,255	-0,015	0,126	-0,527***
Logarithme de la vraisemblance	-7 213,78	-7 465,19	-7 624,97	-7 624,55	-14 419,29	-14 055,10	-7 199,36	-15 948,79	-1 527,60	-15 201,07	-8 249,10	-11 416,32	-10 039,94	-4 676,47
Nombre d'observations	7 052	7 228	7 335	8 465	15 151	14 788	7 411	17 338	1 600	14 707	9 337	14 305	9 011	4 494

*** : 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 65 ans, dont la durée hebdomadaire de travail est d'au moins 15 heures. Source : ECHP UDB – version de décembre 2003, vagues 1 à 8 (1994-2001), EUROSTAT (calculs des auteurs).

Tableau A.6 :

Paramètres estimés des modèles *Probit* bivariés – le cas des femmes

	B	DK	D	EL	E	F	Irl	I	L	NL	A	P	Fin	UK
Équation 1 – Absence au travail														
Constante	-1,210***	-0,876***	-1,869***	-0,679**	-1,713***	-1,560***	-1,577***	-1,510***	-0,910*	-0,982***	-1,692***	-1,015***	-0,957***	-1,315***
Âge														
Moins de 30 ans	0,065	0,093	0,209***	-0,080	0,119*	0,101**	0,134*	0,080	-0,182	0,032	0,089	0,092*	0,135***	0,058
30 à 39 ans	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.							
40 à 49 ans	-0,076	-0,227***	-0,041	-0,127*	-0,131**	-0,154***	-0,068	-0,188***	-0,258	-0,026	-0,030	-0,006	-0,132***	-0,147**
50 ans ou plus	0,093	-0,278***	-0,034	-0,047	-0,005	-0,220***	-0,074	-0,143**	-0,176	-0,128**	-0,056	0,181***	-0,113**	-0,035
Indice de masse corporelle														
Inférieur à 25	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	-	réf.	réf.	réf.	-
25 à 29,9	0,033	-0,020	-	-0,127**	0,113**	-	0,241***	0,174***	-	-	0,099*	0,027	0,133***	-
30 ou plus	0,049	0,114*	-	0,104	0,336***	-	0,187**	0,301***	-	-	-0,003	0,443***	0,258***	-
Information manquante	0,120	0,040	-	-	-0,133	-	0,476***	0,012	-	-	-0,425***	0,198	-0,020	-
Maladie chronique ou handicap	0,268***	0,154***	0,374***	-0,048	0,368***	0,333***	0,243***	0,276***	0,480***	0,265***	0,294***	0,380***	0,196***	0,237***
Consommation de tabac														
Fume (ou a fumé) quotidiennement	0,127***	0,104***	-	-0,076	0,138***	-	0,114**	0,124***	-	-	0,217***	0,128***	0,003	-
Fume (ou a fumé) occasionnellement	0,082	-0,087	-	0,440***	0,018	-	0,157*	0,118**	-	-	0,048	0,008	0,049	-
N'a jamais fumé	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	réf.	réf.	-	-	réf.	réf.	réf.	-
Nombre d'enfants (de moins de 18 ans) / âge du plus jeune enfant														
Aucun enfant	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.							
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : moins de 3 ans	0,487***	0,541***	0,565***	0,028	0,368***	0,445***	0,324***	0,545***	0,375*	0,286***	-0,447***	0,490***	0,879***	0,618***
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 3 à 5 ans	0,264***	0,238***	0,107	0,015	0,100	0,172***	0,171*	0,122*	-0,369	-0,006	0,008	0,346***	0,366***	0,198**
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 6 à 11 ans	0,045	0,013	0,059	-0,107	0,029	0,008	0,139*	0,010	0,128	0,021	-0,072	-0,015	0,096**	-0,018
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 12 ans ou plus	0,090	-0,065	0,081	-0,067	0,004	-0,083	-0,085	0,016	0,422**	-0,097*	-0,091	-0,190***	-0,142***	0,176**
État matrimonial / revenu du ménage, hors gains d'activité de l'individu														
Ne vit pas en couple	0,150***	-0,008	0,023	-0,192***	-0,085*	0,009	0,037	-0,098**	-0,116	-0,029	-0,003	-0,247***	-0,064	-0,041
En couple – revenu : 1 ^{er} quartile	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.							
En couple – revenu : 2 ^e quartile	-0,060	0,011	-0,111	-0,106	-0,061	-0,104**	-0,131*	-0,021	0,003	-0,018	0,062	-0,169***	-0,058	-0,120*
En couple – revenu : 3 ^e quartile	-0,141**	0,084*	-0,012	-0,176**	0,007	-0,043	-0,108	-0,114**	-0,012	-0,075*	-0,114	-0,103**	-0,006	-0,044
En couple – revenu : 4 ^e quartile	-0,117**	0,016	0,035	-0,163**	-0,148***	-0,208***	-0,050	-0,098**	-0,166	-0,087**	-0,100	-0,141***	-0,012	-0,091
Salaires horaires														
1 ^{er} quartile	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.							
2 ^e quartile	-0,036	0,021	0,014	0,042	0,071	0,051	0,164**	0,169***	-0,122	0,038	0,100	-0,104**	-0,002	-0,090
3 ^e quartile	0,016	0,010	0,172**	0,036	0,105	0,120**	0,121*	0,192***	-0,143	0,012	0,180**	-0,118**	-0,022	-0,075
4 ^e quartile	0,045	-0,072	0,191***	-0,104	0,130	0,163***	0,052	0,076	-0,281	-0,016	0,234***	-0,102	0,018	-0,061
Secteur d'activité / caractère public ou privé de l'établissement														
Industrie ou agriculture	-0,144**	0,052	0,155**	-0,104	0,065	0,007	0,170***	0,097**	0,078	-0,031	-0,039	0,247***	0,025	0,001
Tertiaire – salarié du secteur privé	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.							
Tertiaire – salarié du secteur public	-0,047	0,219***	0,328***	0,044	0,247***	0,199***	0,211***	0,107**	0,208	0,029	0,108**	0,055	0,082**	-0,050
Information manquante	-0,234*	0,160**	0,089	-0,599*	-	-0,051	-	-0,089	-	0,051	-	-	0,004	-0,249*
Travail à temps partiel	-0,013	-0,227***	0,035	-0,125*	-0,130**	-0,018	-0,049	-0,115***	-0,194	-0,144***	-0,054	-0,094	-0,145***	-0,106
Type de contrat de travail / ancienneté														
CDI – moins de deux ans d'ancienneté	-0,055	-0,004	-0,056	0,000	-0,110	-0,056	-0,107*	-0,224***	0,164	-0,075*	-0,076	-0,202***	-0,146***	0,021
CDI – au moins deux ans d'ancienneté	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.							
CDD	-0,064	-0,120*	-0,061	-0,040	0,004	-0,149**	-0,138**	-0,167***	0,040	-0,036	0,058	-0,048	-0,199***	-0,121
Information manquante	0,203***	-0,450**	0,269**	0,085	0,064	0,183***	-0,236*	-0,063	0,269	-0,092	-0,111	-0,151	-0,114	0,074
Responsabilités d'encadrement														
Avec influence sur le salaire / la carrière des subordonnés	-0,216**	-0,127*	-0,020	0,177	0,175*	-0,020	-0,081	-0,062	-0,277	-0,185***	0,218**	0,422***	-0,057	-0,078
Sans influence sur le salaire / la carrière des subordonnés	-0,012	-0,128**	0,127**	-0,075	-0,001	-0,030	-0,010	0,046	-0,084	-0,055	0,046	0,157**	-0,011	-0,078
Pas de responsabilités d'encadrement	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.							
Information manquante	0,024	0,400**	-0,086	-	-	-	-0,010	-0,067	0,238	0,188*	0,416**	0,278**	-	0,017
Taille de l'établissement														
Moins de 500 salariés	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.							
500 salariés ou plus	-0,116**	0,263***	0,087	-0,236**	-0,015	0,154**	-0,066	0,008	0,440*	0,052*	0,133**	0,023	0,074	0,057
Information manquante	0,123	-0,110**	-0,087	-0,275**	0,207**	-0,015	0,059	0,053	-0,093	0,067	-	0,163**	-	0,117
Insatisfaction au travail (degré de satisfaction ≤ 4)	0,370*	0,375	1,084***	-0,373	0,582*	0,584**	0,421	0,352*	-0,216	0,965***	0,819**	-0,319	0,453**	1,022***
Appartenance à une association	-0,015	0,005	0,058	0,107	0,048	0,083**	-0,055	0,036	-0,040	-0,096***	-0,037	0,004	-0,043	0,016
Soins à une personne malade, handicapée ou âgée	0,064	0,163**	-0,042	0,234**	0,079	0,171**	0,145	0,051	0,444	-0,017	0,119	0,279***	-0,088	0,146*

Tableau A.6 :
(suite)

	B	DK	D	EL	E	F	Irl	I	L	NL	A	P	Fin	UK
Équation 2 – insatisfaction au travail														
Constante	0,132**	-0,343***	0,349***	0,998***	0,214***	0,085*	0,130*	0,784***	-0,155	-0,309***	-0,203***	1,057***	0,182***	-0,038
Âge														
Moins de 30 ans	-0,223***	-0,121**	-0,125**	-0,036	-0,240***	-0,104***	-0,167***	-0,184***	-0,152	-0,185***	-0,129**	-0,113***	-0,052	-0,075
30 à 39 ans	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
40 à 49 ans	0,043	-0,049	-0,086*	0,069	0,076*	0,075**	-0,130**	0,133***	0,005	-0,011	-0,032	0,035	-0,062	-0,071
50 ans ou plus	0,015	-0,197***	-0,102*	0,093	-0,066	0,079**	-0,296***	0,039	-0,312*	-0,023	0,058	0,119**	-0,164***	-0,391***
Maladie chronique ou handicap	0,171***	0,043	0,076	-0,055	0,119**	0,295***	0,001	-0,119**	0,229*	0,122***	0,219***	-0,179***	0,049*	0,081
Nombre d'enfants (de moins de 18 ans) / âge du plus jeune enfant														
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : moins de 3 ans	0,024	0,102*	-0,183	-0,034	0,071	0,166***	-0,032	-0,137***	-0,091	-0,067	0,196**	0,032	-0,176***	-0,084
1 enfant ou plus – âge du plus jeune : 3 à 5 ans	-0,006	0,061	0,039	-0,039	0,026	0,149***	-0,063	-0,100**	-0,111	0,009	0,181**	0,163***	-0,169***	-0,077
Aucun enfant ou âge du plus jeune enfant : 6 ans ou plus	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
État matrimonial / revenu du ménage, hors gains d'activité de l'individu														
Ne vit pas en couple	-0,060	0,222***	-0,084*	-0,090*	0,008	-0,025	0,062	0,016	-0,317***	0,130***	0,049	0,137***	-0,012	-0,015
En couple – revenu : 1 ^{er} quartile	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
En couple – revenu : 2 ^e quartile	-0,024	0,011	-0,075	0,000	-0,121***	-0,039	0,107**	-0,103***	-0,270**	-0,030	-0,138**	0,079*	0,094**	0,007
En couple – revenu : 3 ^e quartile	-0,088*	0,008	-0,160***	-0,180***	-0,077*	-0,076**	-0,066	-0,060*	-0,285**	-0,019	-0,218***	0,015	0,130***	0,000
En couple – revenu : 4 ^e quartile	-0,119**	0,098**	-0,260***	-0,223***	-0,039	-0,091***	0,078*	-0,173***	-0,230*	-0,082**	-0,303***	0,003	0,054	0,121**
Salaire horaire														
1 ^{er} quartile	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
2 ^e quartile	-0,117**	-0,208***	-0,034	-0,291***	-0,150***	-0,059*	-0,030	-0,277***	0,109	0,071*	-0,143***	-0,149***	-0,123***	-0,010
3 ^e quartile	-0,095*	-0,222***	-0,155***	-0,639***	-0,350***	-0,120***	-0,154***	-0,341***	-0,041	0,040	-0,281***	-0,398***	-0,100**	0,119*
4 ^e quartile	-0,222***	-0,220***	-0,218***	-0,984***	-0,606***	-0,256***	-0,331***	-0,624***	-0,292*	-0,011	-0,378***	-0,599***	-0,142***	0,156**
Secteur d'activité / caractère public ou privé de l'établissement														
Industrie ou agriculture	-0,124**	0,026	0,058	0,104*	0,104***	0,035	0,041	0,071**	-0,171	0,060	0,146***	0,217***	0,149***	0,107*
Tertiaire – salarié du secteur privé	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
Tertiaire – salarié du secteur public	-0,022	-0,074	-0,154*	-0,266***	-0,269***	-0,268***	-0,042	-0,117***	-0,186	-0,025	-0,062	-0,301***	0,038	0,051
Information manquante	0,238**	-0,072	-0,153	-0,287	-	-0,096	-	0,239***	-	0,046	-	-	-0,008	0,217**
Travail à temps partiel	-0,053	-0,097**	-0,037	-0,027	0,133***	-0,022	-0,038	0,012	0,029	-0,049*	-0,055	0,282***	-0,002	-0,163***
Type de contrat de travail / ancienneté														
CDI – moins de deux ans d'ancienneté	-0,184***	-0,117**	0,058	-0,054	0,017	-0,133***	0,076	-0,075	0,133	-0,087**	-0,087	-0,122**	0,022	-0,037
CDI – au moins deux ans d'ancienneté	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
CDD	0,065	-0,092	-0,055	0,495***	0,143***	-0,056	0,130**	0,208***	0,267	0,070*	0,129**	0,118***	-0,090**	0,203***
Information manquante	0,065	-0,390***	0,192*	0,161	0,007	-0,058	-0,123	0,086**	-0,363	0,074	-0,029	-0,084	0,026	-0,130
Responsabilités d'encadrement														
Avec influence sur le salaire / la carrière des subordonnés	-0,525***	-0,248***	-0,266***	-0,253**	-0,253***	-0,257***	-0,039	-0,436***	-0,127	-0,149**	-0,434***	-0,216**	-0,221***	-0,122
Sans influence sur le salaire / la carrière des subordonnés	-0,144***	0,104**	-0,172***	-0,388***	-0,077*	-0,145***	0,010	-0,325***	-0,075	-0,035	-0,117**	-0,092*	-0,181***	0,036
Pas de responsabilités d'encadrement	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
Information manquante	-0,241**	0,186	-0,318	-	-	-	-0,187	-0,123	0,944**	-0,315***	-0,209	-0,122	-	0,024
Taille de l'établissement														
Moins de 500 salariés	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
500 salariés ou plus	-0,091**	0,135**	0,021	-0,321***	0,153***	0,106**	0,077	0,056	-0,318*	0,031	0,051	-0,170***	0,049	0,058
Information manquante	-0,059	0,152***	0,103	0,106	0,084	0,086***	0,097	0,023	-0,250	-0,046	-	0,157**	-	-0,060
Formation en rapport avec le métier exercé / utilité de cette formation dans l'exercice des fonctions actuelles														
N'a pas suivi de formation spécifique	-	réf.	réf.	-	-	-	-	-	-	-	réf.	-	réf.	réf.
Formation jugée indispensable	-0,384***	-0,190***	-0,391***	-0,145***	-	-0,237***	-0,185***	-0,509***	-	-0,168***	-0,311***	-0,453***	-0,465***	-0,212***
Formation jugée utile	-	0,104*	-0,095*	-	-	-	-0,072	-	-	-	-0,166***	-	-0,198***	-0,008
Formation jugée peu ou pas du tout utile	-	0,323***	0,145**	-	-	-	0,366***	-	-	-	0,125*	-	-0,052	0,206*
Information manquante	-	-	-0,042	-	-	-	0,323**	-	-	-	-	-	-	-0,019
Sentiment de surqualification	0,205***	-	-	0,294***	0,263***	0,177***	-	0,102***	0,316***	0,093***	-	0,074**	-	-
Lieu de résidence : région de la capitale	0,363***	-	-	-	-	0,025	-	0,096**	-	-	-	-	-	-
ρ	-0,173	-0,094	-0,602***	0,251	-0,301	-0,293*	-0,214	-0,170	0,198	-0,488***	-0,326	0,296**	-0,249**	-0,556**
Logarithme de la vraisemblance	-6 613,40	-7 482,01	-5 129,24	-4 619,38	-8 549,72	-12 195,22	-5 725,92	-11 150,37	-935,61	-11 598,94	-5 396,87	-9 090,10	-11 005,53	-4 588,26
Nombre d'observations	5 979	6 672	4 859	5 191	8 451	11 978	5 393	11 291	996	10 224	6 207	10 732	9 189	4 087

*** : 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 65 ans, dont la durée hebdomadaire de travail est d'au moins 15 heures. Source : ECHP UDB – version de décembre 2003, vagues 1 à 8 (1994-2001), EUROSTAT (calculs des auteurs).

Documents de travail du BETA

- 2010–01 *The Aggregation of Individual Distributive Preferences through the Distributive Liberal Social Contract : Normative Analysis*
Jean MERCIER-YTHIER, janvier 2010.
- 2010–02 *Monnaie et Crise Bancaire dans une Petite Economie Ouverte*
Jin CHENG, janvier 2010.
- 2010–03 *A Structural nonparametric reappraisal of the CO₂ emissions-income relationships*
Theophile AZOMAHOU, Micheline GOEDHUYS, Phu NGUYEN-VAN, janvier 2010.
- 2010–04 *The signaling role of policy action*
Romain BAERISWYL, Camille CORNAND, février 2010.
- 2010–05 *Pro-development growth and international income mobility: evidence world-wide*
Jalal EL OUARDIGHI, mars 2010.
- 2010–06 *The determinants of scientific research agenda: Why do academic inventors choose to perform patentable versus non-patentable research?*
Caroline HUSSLER, Julien PENIN, mars 2010.
- 2010–07 *Adverse Selection, Emission Permits and Optimal Price Differentiation*
Mourad AFIF, Sandrine SPAETER, mars 2010.
- 2010–08 *The impact of ambiguity on health prevention and insurance*
Johanna ETNER, Sandrine SPAETER, mars 2010.
- 2010–09 *Equité du plaider coupable : une analyse économétrique dans trois tribunaux de grande instance français.*
Lydie ANCELOT, mars 2010.
- 2010–10 *Networks, Irreversibility and Knowledge Creation.*
Patrick LLERENA, Muge OZMAN, mars 2010.
- 2010–11 *Les clusters et les réseaux comme fondements de la dynamique d'innovation dans l'industrie biopharmaceutique*
Marc Hubert DEPRET, Abelillah HAMDOUCH, avril 2010.
- 2010–12 *Large-scale risks and technological change: What about limited liability?*
Julien JACOB, Sandrine SPAETER, avril 2010.
- 2010–13 *Innovation and Development. The Evidence from Innovation Surveys*
Francesco BOGLIACINO, Giulio PERANI, Mario PIANTA, Stefano SUPINO, avril 2010.
- 2010–14 *Cooperative provision of indivisible public goods*
Pierre DEHEZ, juin 2010.
- 2010–15 *Implications de l'imperfection des marchés financiers pour la politique monétaire*
Meixing DAI, juin 2010.

- 2010–16 *Bank lending networks, experience, reputation and borrowing costs.*
Christophe J. GODLEWSKI, Bulat SANDITOV, Thierry BURGER-HELMCHEN, juin 2010.
- 2010–17 *Les déterminants individuels des absences au travail : une comparaison européenne.*
Sabine CHAUPAIN-GUILLOT, Olivier GUILLOT, juin 2010.
-

La présente liste ne comprend que les Documents de Travail publiés à partir du 1^{er} janvier 2010. La liste complète peut être donnée sur demande.
This list contains the Working Paper written after January 2010, 1rst. The complet list is available upon request.
