

DOCUMENT DE TRAVAIL

LES DÉTERMINANTS DE LA SATISFACTION  
AU TRAVAIL EN EUROPE :  
L'IMPORTANCE DU CONTEXTE

LUCIE DAVOINE

N° 76

décembre 2006

**CENTRE  
D'ETUDES  
DE L'EMPLOI**

«LE DESCARTES I»  
29, PROMENADE MICHEL SIMON  
93166 NOISY-LE-GRAND CEDEX  
TÉL. 01 45 92 68 00 FAX 01 49 31 02 44  
MÉL. [cee@cee.enpc.fr](mailto:cee@cee.enpc.fr)  
<http://www.cee-recherche.fr>

# Les déterminants de la satisfaction au travail en Europe : l'importance du contexte

LUCIE DAVOINE

[lucie.davoine@mail.enpc.fr](mailto:lucie.davoine@mail.enpc.fr)

*Centre d'économie de la Sorbonne, Université Paris 1, Centre d'études de l'emploi*

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 76

décembre 2006

ISSN 1629-7997  
ISBN 978-2-11-096783-1

# LES DÉTERMINANTS DE LA SATISFACTION AU TRAVAIL EN EUROPE : L'IMPORTANCE DU CONTEXTE

Lucie Davoine

## RESUME

L'article vise à éclairer le débat européen sur la qualité de l'emploi par une analyse des déterminants de la satisfaction au travail en Europe. La première partie rappelle les apports de dix années d'études sur la satisfaction au travail en économie. La deuxième partie souligne les enjeux méthodologiques et en particulier l'intérêt et les difficultés des comparaisons internationales avec des données subjectives, ainsi que les limites des modèles usuels d'économétrie des panels pour contrôler l'hétérogénéité individuelle (modèle à effets fixes et modèles à effets aléatoires) avant de présenter la méthode hybride retenue dans cet article. La troisième partie expose nos principaux résultats empiriques et souligne les différences entre pays. Le contexte culturel, institutionnel, économique et social explique en partie ces différences.

**Mots-clés :** qualité de l'emploi, satisfaction au travail, comparaisons européennes, économétrie des panels.

## *Job Satisfaction in Europe: the Context Effects*

### *Abstract*

*In order to complement the indicators of employment quality used in the framework of the European Employment Strategy, analysing workers opinions about their job may be helpful. This article analyses the factors that can explain workers' satisfaction or dissatisfaction in Europe: is there any difference among countries? Can common indicators be possible? The first part of this article reviews the studies about job satisfaction in economics. It underlines the lack of comparative studies in this field until recently. The second part highlights the methodological issues regarding international comparisons of subjective data, but also the use of panel data: it suggests a hybrid method in order to overcome the drawbacks of fixed and random effects models. The third part presents the results of the European Community Household Panel' analysis: the effects of some factors are common in Europe, but some factors (gender, wage, part-time, education) do not influence equally job satisfaction among countries. The last part suggests interpretations of these differences among European countries: the economic, social, institutional and cultural context may be important.*

**Key words:** employment quality, job satisfaction, European comparisons, panel data.



## INTRODUCTION<sup>1</sup>

Depuis le Sommet de Lisbonne en mars 2000, la qualité de l'emploi est un objectif affiché des politiques européennes et en particulier de la Stratégie européenne pour l'emploi (SEE). Dans le cadre de cette stratégie, les chefs d'État et de gouvernement ont établi une liste d'indicateurs de la qualité de l'emploi, au Sommet de Laeken, en décembre 2001. Cette liste apparaît essentiellement comme le fruit d'un compromis politique entre institutions nationales. Elle ne fait pas référence à des enquêtes de satisfaction ou d'opinion auprès des travailleurs, pourtant développées dans le courant des dernières années (Davoine & Erhel, 2006). En guise de contrepoint aux indicateurs de Laeken et en vue d'éclairer le débat sur la qualité de l'emploi, cet article analyse les déterminants de la satisfaction au travail dans douze pays européens, à partir du Panel européen des ménages (par la suite ECHP, pour *European Community Household Panel*). L'enjeu est de déterminer ce qu'est un bon emploi aux yeux des travailleurs et de s'interroger sur la possibilité de critères communs dans l'espace européen.

Dans un premier temps, nous rappelons les principaux résultats des études sur la satisfaction au travail en économie en soulignant l'intérêt des approches comparatives, encore peu développées actuellement. Nous détaillons ensuite les enjeux méthodologiques et les questions que soulève l'utilisation de données subjectives, en particulier dans un contexte comparatif. Dans un troisième temps, nous présentons nos résultats empiriques, en indiquant les traits communs à l'ensemble des pays étudiés, mais aussi l'hétérogénéité de l'Europe. La dernière partie donne des pistes d'interprétation des différences observées.

## 1. LA SATISFACTION AU TRAVAIL : DIX ANNÉES D'ÉTUDES EN ÉCONOMIE

### 1.1. Des approches diverses

Dès la fin des années 1970, des économistes ont souligné que la satisfaction exprimée par les travailleurs contenait des informations intéressantes pour comprendre et prédire les comportements sur le marché du travail (Freeman, 1978 ; Hamermesh, 1977). Mais il a ensuite fallu attendre près de quinze ans pour que les études sur la satisfaction au travail occupent une place de choix en économie du travail. Beaucoup d'articles récents s'inscrivent dans la lignée des travaux pionniers des années 1970 et démontrent, entre autres, que le degré de satisfaction dans l'emploi explique en partie les transitions des travailleurs (Clark & Georgellis, 2004 ; Lévy-Garboua, Montmarquette,

---

<sup>1</sup> Je remercie Christine Erhel, Jérôme Gautié, François Gardes, Jean-Claude Ray, Bernard Gazier ainsi que les participants de l'atelier « Emploi-Social » du CES-Matisse, des 23<sup>ème</sup> Journées de Microéconomie Appliquée, Nantes, pour leurs remarques sur une version précédente de cet article. J'ai pu exploiter l'ECHP grâce au soutien du réseau TLM.NET, financé par le 5<sup>ème</sup> programme cadre « The Socio-Economic Knowledge Base » de la Commission européenne.

& Simonnet, 2006). Une grande partie de la littérature adopte néanmoins un point de vue plus descriptif : elle s'attache à explorer ce qui semble important et satisfaisant dans un emploi, aux yeux des travailleurs, et ce, à travers diverses méthodes.

Il est possible d'analyser directement les réponses des travailleurs aux questions sur le degré d'importance accordée à la sécurité, au salaire, à l'épanouissement individuel ou bien encore aux horaires de travail (Clark, 2005). À l'opposé, l'approche « hédonique » consiste à mesurer l'impact des différents aspects de la satisfaction au travail (satisfaction vis-à-vis du temps de travail, du salaire, des conditions de travail, etc.) sur les comportements des travailleurs, pour tenter d'estimer ce qui compte réellement dans un emploi (Bonhomme & Jolivet, 2005 ; Clark, 2001). Mais la satisfaction au travail est plus souvent considérée comme une variable « à expliquer », à partir des caractéristiques objectives des travailleurs et des emplois. Ces dix années de recherche sur la satisfaction au travail en économie ont mis en lumière des phénomènes qui interrogent le modèle standard d'offre de travail.

## **1.2. Vers un amendement du modèle standard**

### **1.2.1. La forme de la fonction d'utilité**

La théorie économique standard accorde une place centrale au salaire dans le rapport à l'emploi et au travail : le travail est recherché dans la mesure où il procure un salaire. En d'autres termes, l'utilité croît quand le salaire augmente. L'étude de la satisfaction au travail amende et révisé la fonction d'utilité traditionnelle et remet à l'honneur les travaux pionniers de Veblen et Duesenberry (Holländer, 2001). L'utilité attachée au revenu ou au salaire serait en effet relative, médiatisée par une comparaison avec le groupe d'appartenance d'une part (Clark, 1995) et par l'histoire personnelle et les aspirations des travailleurs d'autre part : les salariés s'habituent à leur salaire et les augmentations auraient uniquement un impact ponctuel sur la satisfaction d'après les résultats du *British Household Panel Survey* ou BHPS (Clark, 1999). Ce phénomène prend dans la littérature le nom de « *satisfaction treadmill* » (Kahneman, 1999). D'après les résultats du *General Social Survey* canadien (Lévy-Garboua & Montmarquette, 2004), les travailleurs sont satisfaits quand leur salaire actuel dépasse ce qu'ils pouvaient espérer dans le passé. En d'autres termes, les préférences dépendent de la situation passée.

### **1.2.2. Le travail : un bien complexe**

Les études sur la satisfaction au travail suggèrent en outre d'envisager le travail comme un bien complexe, aux différentes facettes, qui procurent chacune une certaine satisfaction à l'individu, mais qui peuvent aussi produire des externalités dans l'entourage du travailleur et dans la société. Un article récent se propose ainsi de reprendre l'approche de la consommation de Lancaster (Lancaster, 1966) pour l'appliquer au travail (Skalli, Theodossiou, & Vasileiou, 2005). Dans ce cadre, un bien présente plusieurs caractéristiques qui sont toutes potentiellement pourvoyeuse d'utilité. L'enjeu est alors d'analyser les éventuels arbitrages entre les différentes

facettes du travail, entre le salaire et la sécurité, par exemple. Certains articles économiques sur la satisfaction au travail tentent ainsi de tester la théorie des différences compensatrices selon laquelle il existerait une compensation salariale pour les emplois dont les conditions de travail sont dégradées (Rosen, 1986). Leurs résultats sont ambigus : les travailleurs occupant un emploi plus pénible ne seraient pas dédommés (Böckerman & Ilmakunnas, 2006), mais d'autres analyses, avec des méthodologies différentes, laissent au contraire penser que les travailleurs plus satisfaits paient cette satisfaction par un salaire moins élevé (Bonhomme & Jolivet, 2005 ; Elliot & Sandy, 1998 ; Villanueva, 2004).

En négatif, le degré de satisfaction des chômeurs démontre également que le salaire n'est pas le seul intérêt du travail. De nombreuses études, sur données allemandes, britanniques et finlandaises ont montré que les chômeurs étaient beaucoup moins heureux que les travailleurs et que ce désarroi ne pouvait pas s'expliquer par la seule dégradation du revenu (Böckerman & Ilmakunnas, 2005 ; Clark & Oswald, 1994 ; Van Praag & Ferrer-i-Carbonell, 2001 ; Wanberg, Carmichael, & Downey, 1999 ; Winkelmann & Winkelmann, 1998).

### **1.2.3. L'hétérogénéité des préférences**

Dans cette littérature, la diversité des préférences est souvent capturée par l'effet des caractéristiques individuelles sur la satisfaction au travail. Cette dernière prend, par exemple, la forme d'une courbe en U en fonction de l'âge : elle diminue en début de vie active et augmente en fin de vie active, ce qui peut s'expliquer par une modification des préférences en fin de vie active (Clark, Oswald & Warr, 1996). De la même manière, les femmes seraient, à travail égal, plus satisfaites que les hommes. Ce résultat est parfois qualifié de « paradoxe » dans la littérature. Mis en évidence par des psychologues sur de petits échantillons de professions libérales et de dirigeants américains (Mueller & Wallace, 1996 ; Phelan, 1994) et plus connu des économistes grâce à un article pionnier d'Andrew Clark (Clark, 1997) sur la première vague du BHPS, il fut ensuite confirmé par d'autres études sur données britanniques (Sloane & Williams, 2000). La possibilité d'une auto sélection constitue une explication potentielle de ce paradoxe: les femmes qui ne sont pas satisfaites peuvent se retirer du marché du travail. Cette explication est toutefois infirmée par une correction du biais de sélection grâce à la méthode d'Heckman (Clark, 1997) et la méthode d'appariement sur le score de propension appliquée aux huit premières vagues du BHPS (Sanz de Galdeano, 2001a). Ces deux auteurs privilégient finalement une autre explication : les femmes ont moins d'attentes que les hommes ; elles auraient déjà intégré et anticipé leur mauvaise situation sur le marché du travail (Clark, 1997 ; Sanz de Galdeano, 2001b). Les deux économistes en veulent pour preuve la diminution de ce différentiel pour les groupes susceptibles de ne pas avoir intériorisé ces inégalités (les jeunes travailleurs, ceux qui ont un niveau de formation initiale plus élevé, ceux dont les mères avaient un emploi qualifié, etc.).



#### **1.2.4. Le développement récent d'études comparatives**

Les nombreux articles publiés en économie du travail depuis dix ans sur ce sujet s'appuient essentiellement sur des données nationales, qui ne permettent pas d'envisager l'impact du contexte économique, social, culturel et institutionnel sur la satisfaction au travail<sup>2</sup>, et de savoir si les phénomènes mis en évidence sur des données nationales sont « universels ». La diffusion relativement récente d'enquêtes internationales telles que l'ECHP, l'*International Social Survey Program* (ISSP), le *European Value Survey* (EVS) ou le *European Social Survey* (ESS) facilite et encourage les recherches qui visent à déterminer le rôle des facteurs culturels, institutionnels ou économiques. Nous renvoyons à une annexe (cf. tableau 1) pour un recensement des articles comparatifs sur la satisfaction au travail en économie, mais aussi dans d'autres disciplines ayant des questionnements et des méthodologies similaires sur ce sujet (psychologie organisationnelle et industrielle, management, sociologie, sciences politiques). Au vue de la diversité des méthodes utilisées, il ne semble pas y avoir d'accord méthodologique pour l'instant, même si les modèles multi niveaux sont de plus en plus utilisés (Huang & Vliert, 2003a). De nombreux articles mettent en évidence des différences, de nature diverse, entre pays, mais beaucoup ne s'intéressent qu'à une seule facette du travail. L'objet de notre article est d'analyser de manière systématique les déterminants de la satisfaction au travail dans les pays, pour essayer de faire ressortir des typologies de pays, en fonction des différences observées. Au delà de cet aspect comparatif, l'enjeu est également d'apporter des éléments d'interprétation et d'explication.

## **2. LES CHOIX MÉTHODOLOGIQUES**

### **2.1. Le choix d'une approche et d'une base de données**

Dans le cadre de notre analyse comparative, l'approche hédonique ne nous semble pas appropriée. Elle risque en effet d'exclure du champ de l'analyse les personnes plus défavorisées sur le marché du travail, pour qui les mobilités sont rarement volontaires, alors que nous souhaitons analyser les déterminants de la satisfaction au travail pour tous les travailleurs. La comparabilité des résultats nous semble en outre plus problématique dans ce type d'analyse, dans la mesure où les mobilités sont plus souvent volontaires dans les pays du Nord que dans les pays du Sud. Nous tenterons donc d'expliquer la satisfaction au travail par les caractéristiques objectives de l'emploi et du travailleur. Ajouter des variables subjectives parmi les variables explicatives pourrait engendrer des problèmes de multi colinéarité et minorer l'effet des variables objectives (genre, salaire, type de contrat, etc.). Nous préférons étudier séparément les déterminants de la satisfaction vis-à-vis de chaque aspect du travail en vue d'apporter des informations complémentaires à l'analyse de la satisfaction « globale ».

---

<sup>2</sup> L'impact du taux de chômage local sur la satisfaction des chômeurs est néanmoins souligné par certains (Clark & Oswald, 1994).

Dans cette perspective, l'ECHP est sûrement la base de données la plus intéressante. À la différence d'autres enquêtes internationales (EVS, ESS), il contient des informations précises sur des variables « objectives » importantes pour expliquer la satisfaction au travail (telles que le salaire, le type de contrat, l'histoire de l'individu sur le marché du travail, et le nombre d'heures de travail). Les questions sur la satisfaction au travail sont aussi plus nombreuses dans l'ECHP (cf. encadré n°1).

**Encadré n°1**  
**Les questions de l'ECHP**

- 1) Pourriez-vous indiquer votre degré de satisfaction vis-à-vis de votre rémunération dans l'emploi actuel (PE031) ?
- 2) Pourriez-vous indiquer votre degré de satisfaction vis-à-vis de la sécurité de votre emploi (PE032) ?
- 3) Pourriez-vous indiquer votre degré de satisfaction vis-à-vis du type d'activité dans l'emploi actuel (PE033) ?
- 4) Pourriez-vous indiquer votre degré de satisfaction vis-à-vis du nombre d'heures de travail dans l'emploi actuel (PE034) ?
- 5) Pourriez-vous indiquer votre degré de satisfaction vis-à-vis des horaires de travail dans l'emploi actuel (PE035) ?
- 6) Pourriez-vous indiquer votre degré de satisfaction vis-à-vis des conditions de travail dans l'emploi actuel (PE036) ?
- 7) Pourriez-vous indiquer votre degré de satisfaction vis-à-vis de la distance entre votre emploi et votre lieu de résidence (PE037) ?
- 8) Pourriez-vous indiquer votre degré de satisfaction vis-à-vis de votre travail ou de votre activité principale ? (PK001)

Le degré de satisfaction est mesuré, à chaque fois, sur une échelle allant de 1 à 6. Les questions s'adressent aux individus qui travaillent plus de 15 heures par jour, hormis pour la dernière. Par souci de cohérence, nous avons restreint l'échantillon aux individus qui travaillent plus de 15 heures pour la dernière question.

L'ECHP réunit en outre des données harmonisées pour une douzaine de pays européens, parmi lesquels on trouve toujours un « représentant » de chaque « variété » du capitalisme (Amable, 2005) : le modèle libéral est ainsi représenté par le Royaume-Uni, le modèle continental par la France et la Belgique (les données ne sont pas disponibles pour l'Allemagne), le modèle social-démocrate par le Danemark et la Finlande, le modèle méditerranéen par l'Espagne, l'Italie, la Grèce et le Portugal. Des pays dont la classification est parfois plus problématique (Autriche, Pays-Bas, Irlande) sont aussi présents. L'ECHP présente en outre l'avantage d'être un panel, ce qui permet de contrôler l'hétérogénéité individuelle à l'aide de techniques économétriques.

## 2.2. De l'importance du modèle économétrique

On peut considérer que la satisfaction est ordinaire (et estimer un probit ou un logit ordonné) ou cardinale (et faire le choix d'une régression linéaire). Le deuxième cas revient à supposer qu'une personne qui évalue son niveau de satisfaction à 6 est 2 fois plus satisfaite qu'une personne qui répond 3. Nous avons retenu l'hypothèse d'ordinalité, qui est moins exigeante. Elle évite notamment de supposer que l'échelle a exactement la même signification d'un pays à l'autre. Nous souhaitons expliquer la satisfaction au travail ( $y^*_{it}$ ) de l'individu  $i$  pour l'année  $t$ . Nous disposons en fait de la satisfaction déclarée ( $y_{it}$ ), sur une échelle imposée. Dans ce cas, un modèle probit ordonné est tout à fait approprié. Il postule la relation suivante entre la satisfaction ressentie et la satisfaction déclarée :

$$y_{it}=1 \text{ si } y^*_{it}<\theta_1$$

$$y_{it}=2 \text{ si } \theta_1 < y^*_{it} < \theta_2$$

$$y_{it}=3 \text{ si } \theta_2 < y^*_{it} < \theta_3$$

$$y_{it}=4 \text{ si } \theta_3 < y^*_{it} < \theta_4$$

$$y_{it}=5 \text{ si } \theta_4 < y^*_{it} < \theta_5$$

$$y_{it}=6 \text{ si } \theta_5 < y^*_{it}$$

L'intérêt d'un panel est de pouvoir analyser la dynamique des comportements, tout en réussissant à capturer l'hétérogénéité des individus (Sevestre, 2002). La répétition d'une question sur la satisfaction au travail chaque année permet ainsi d'éviter quelques erreurs d'interprétation, en repérant les individus toujours satisfaits et ceux qui ne le sont jamais, quelle que soit leur situation (Clark & Oswald, 2002 ; Ferrer-i-Carbonell & Frijters, 2004). Si personne ne conteste aujourd'hui l'intérêt d'un panel, persistent des doutes et des débats sur la manière de modéliser l'hétérogénéité individuelle, certains articles optant pour le modèle à effets aléatoires, d'autres pour le modèle à effets fixes. Le modèle à effets aléatoires repose sur l'hypothèse qu'il n'y a pas de corrélation entre les effets individuels et les autres variables explicatives du modèle, ce qui peut se vérifier par le test d'Haussman. Une alternative au modèle à effets aléatoires est le modèle à effets fixes, qui ne repose pas sur une hypothèse aussi forte. Mais l'effet individuel fixe absorbe, en quelque sorte, l'effet des variables qui ne changent pas au cours du temps telles que le genre ou l'origine, et dont l'effet ne peut plus être estimé séparément. Ce modèle peut en outre sous-estimer l'effet de variables qui changent peu au cours du temps, comme le fait d'être fonctionnaire, par exemple. En outre, un modèle probit à effets fixes n'est pas estimable (Sevestre, 2002). Nous avons donc opté pour une méthode hybride, qui tente de palier les inconvénients de chaque méthode et de tirer profit des avantages de chacune.

Contrairement à d'autres méthodes hybrides (Green, 2003 ; Plümper & Tröger, 2005), la méthode proposée récemment par Paul Allison (Allison, 2005) permet d'exploiter pleinement les données longitudinales. Cette méthode consiste à décomposer les variables susceptibles d'évoluer dans le temps en deux parties : l'une correspondant

aux variations intra individuelles et l'autre aux variations interindividuelles. Plus concrètement, elle suppose, au préalable, de calculer, pour chaque  $x_k$ , sa moyenne sur la période où est suivi l'individu ( $\bar{x}_i$ ), et la variable centrée pour chaque année  $t$ , qui correspond à la déviation par rapport à la moyenne ( $\tilde{x}_{it}$ ). Par définition :  $\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{t=T} x_{it}$

et  $\tilde{x}_{it} = x_{it} - \bar{x}_i$ .

Les deux composantes sont introduites dans le modèle, qui s'écrit comme suit et est estimé par les mêmes procédures que le modèle à effets aléatoires<sup>3</sup> :

$$Y_{it}^* = \sum_{m=1}^M b_m x_{mi} + \sum_{k=1}^K (b_k \bar{x}_{ki} + c_k \tilde{x}_{kit}) + d_t + u_i + u_{it} \text{ où la satisfaction est expliquée par :}$$

- les caractéristiques individuelles invariantes dans le temps notées  $x_{mi}$ . Dans notre analyse, elles sont au nombre de trois ( $M=3$ ) : le genre, l'origine (le fait d'être né à l'étranger ou pas) et le niveau atteint à la fin de la scolarité.
- les caractéristiques susceptibles d'évoluer au cours du temps  $x_{kit}$ , décomposées en  $\bar{x}_{ki}$  et  $\tilde{x}_{kit}$ . Certaines ne sont pas directement liées à l'emploi, mais peuvent avoir une influence sur la satisfaction au travail : la composition du foyer, le nombre d'enfants, la santé, l'expérience antérieure de chômage, l'âge. Les autres correspondent aux caractéristiques de l'emploi : salaire, taux d'évolution du salaire horaire d'une année sur l'autre, nombre d'heures de travail, ancienneté, profession, secteur public ou non, type d'emploi (CDD, CDI, indépendant).
- l'année de l'enquête  $d_t$  pour tenter de capter une tendance.
- l'hétérogénéité individuelle est capturée par l'introduction d'un effet spécifique à l'individu  $i$ , aléatoire, d'espérance nulle ( $u_i$ ).
- une perturbation ( $u_{it}$ ).

Le coefficient  $c_k$  sera identique au coefficient qui aurait été estimé avec un modèle à effets fixes, mais ce modèle hybride permet aussi d'estimer l'effet des variations interindividuelles, ainsi que les variables qui ne changent pas au cours du temps. En testant si  $b_k$  et  $c_k$  sont différents, on peut savoir si le modèle à effets fixes était plus pertinent que le modèle à effets aléatoires simples, ce qui est équivalent au test d'Haussman. Dans le cas où  $b_k$  et  $c_k$  ne sont pas différents, il est préférable de ne pas décomposer la variable  $x_k$ . Allison (2005) propose aussi d'appliquer cette méthode pour les variables explicatives dichotomiques. Cette méthode permet alors de modéliser des trajectoires. Dans le cas de la variable « CDD » par exemple, la moyenne  $\bar{x}_i$  sur l'ensemble de la période correspond à un « score » de précarité : plus elle est proche de 1, plus l'individu a connu la précarité (i.e un enchaînement de CDD) tout au long de la période où il est suivi. Pour l'individu qui a un score faible, proche de zéro, le CDD correspond à un passage obligé vers un poste permanent. Le raisonnement est le même pour les catégories professionnelles : la moyenne

<sup>3</sup> Dans SAS, PROC GLIMMIX. Les programmes sont disponibles auprès de l'auteur.

correspond à un score de proximité avec le groupe. Nous présentons en annexe les résultats de cette méthode pour chaque pays (cf. tableaux 5).

### 2.3. Enjeux et pièges des comparaisons internationales

De nombreux articles sur la satisfaction au travail (cf. tableau 1) supposent implicitement que les déterminants de la satisfaction au travail jouent dans le même sens dans tous les pays et ajoutent simplement un effet pays parmi les variables explicatives. Nous pensons au contraire que les déterminants de la satisfaction au travail diffèrent d'un pays à l'autre et que ces différences peuvent s'expliquer par le contexte culturel, institutionnel, économique et social de chaque pays. D'après notre hypothèse, il serait plus judicieux d'analyser une régression par pays.

Se pose alors la question de la comparabilité des coefficients obtenus, alors même que la taille des échantillons, leur composition et la dispersion de la variable dépendante sont différentes d'un pays à l'autre. Dans les pays du Sud, la taille de l'échantillon et le nombre de travailleurs suivis sont plus élevés que dans les pays nordiques ou les petits pays continentaux : plus de 25 000 observations en Italie par exemple, contre moins de 9 000 en Belgique, et 6 553 travailleurs italiens suivis, contre 2 809 Belges. La distribution de la variable dépendante est en outre différente d'un pays à l'autre (cf. tableau 2). Les indices de dispersion ou de diversité<sup>4</sup> appliqués à la variable dépendante indiquent une plus forte variabilité dans les pays du Sud que dans les pays nordiques. Il est donc fort probable que les coefficients soient plus souvent significatifs dans les pays du Sud<sup>5</sup>. Les objections quant à la comparabilité des coefficients obtenus sont toutefois moins convaincantes dans le cas de gros échantillons tels que l'ECHP, où la significativité est facilement acquise, à la différence d'autres bases de données, telles l'ESS ou l'EVS, qui contiennent moins de 1 000 réponses de travailleurs.

Les modèles multi-niveaux sont aujourd'hui largement utilisés pour essayer de rendre compte de l'effet du contexte économique, social ou culturel national, mais nous n'utiliserons pas les modèles multi-niveaux qui nécessitent près de trente pays pour estimer de manière robuste l'effet des variables de contexte (Maas & Hox, 2004). À moins de trente pays, la généralisation d'effets de contexte est interdite. Ce seuil de trente n'est pas atteint avec l'ECHP.

---

<sup>4</sup> Nous avons repris les indicateurs de dispersion et de diversité proposés par Michel Novi pour les variables nominales (Novi, 1998).

<sup>5</sup> En sciences politiques comparatives, il est courant d'utiliser un « test de Beta » pour savoir si les coefficients « Beta » associés à la même variable explicative dans deux régressions différentes sont significativement différents. Ce test consiste à corriger la différence entre les deux coefficients de chaque pays (indiqué 1 et 2) par une expression qui tient compte de la taille de l'échantillon et de la variance dans les deux pays. Si

$$\frac{Beta_1 - Beta_2}{\sqrt{Std\ Error_1^2 + Std\ Error_2^2}} > 2, \text{ alors la différence entre les deux coefficients est significative.}$$

### **3. NOS RÉSULTATS EMPIRIQUES : TRAIS COMMUNS ET DIFFÉRENCES ENTRE PAYS**

#### ***Les caractéristiques individuelles qui jouent dans le même sens dans la plupart des pays : la santé, l'expérience antérieure de chômage et l'âge***

Les personnes en mauvaise santé sont beaucoup moins satisfaites de leur travail, ce qui peut s'expliquer par un scepticisme plus général qui influence la satisfaction au travail, ou une réelle discrimination. Les travailleurs qui ont vécu une période de chômage s'avèrent également plus mécontents de leur emploi dans la plupart des pays. Nous retrouvons ainsi un résultat mis en évidence sur données allemandes (Clark, Georgellis, & Sanfey, 2001). Un mal être au travail en milieu de vie active est aussi perceptible dans tous les pays : toutes choses égales par ailleurs, la satisfaction au travail prend la forme d'un U en fonction de l'âge. Certains groupes s'avèrent ainsi plus mécontents de leur travail, et ce quelles que soient les institutions et la culture du pays.

#### ***Les caractéristiques de l'emploi qui jouent dans le même sens dans la plupart des pays : le type de contrat, le secteur public, l'ancienneté, la formation tout au long de la vie, la mobilité salariale et la catégorie professionnelle***

Les salariés qui ont signé un contrat « standard », à durée illimitée sont plus satisfaits que les salariés qui n'en bénéficient pas, et ce dans la plupart des pays (à l'exception de la Finlande et de la Belgique, où cette différence n'est pas significative). Les salariés apprécieraient donc une forme de stabilité. Cette idée peut également être étayée par les réponses des fonctionnaires, plus satisfaits de leur emploi en Autriche, en Belgique, en Espagne, en France, en Grèce, en Irlande, en Italie, aux Pays-Bas, et au Portugal. Au Danemark et au Royaume-Uni, les fonctionnaires ne sont pas plus satisfaits, mais leur statut ressemble davantage à celui du secteur privé. De la même manière, dans la plupart des pays<sup>6</sup>, les salariés sont plus heureux lorsque leur employeur propose des stages de formation professionnelle. Il semble donc que les salariés européens apprécient les signes d'engagement de long terme de l'employeur. Les salariés les plus anciens dans l'entreprise ne sont toutefois pas les plus heureux : l'impact de l'ancienneté sur la satisfaction au travail est négative dans certains pays et la satisfaction prend la forme d'un U dans de nombreux pays (la satisfaction minimum serait atteinte entre 13 et 15 ans d'ancienneté suivant les pays). Ces résultats ne sont pas en soi contradictoires : dans tous les pays, les salariés souhaiteraient une relation de travail de long terme avec l'employeur, et davantage de perspectives d'évolution et de promotion. L'augmentation du salaire a un impact positif sur la satisfaction au

---

<sup>6</sup> Les salariés irlandais sont les seuls pour qui la formation est corrélée à une insatisfaction au travail. Cette particularité irlandaise semble difficile à expliquer.

travail dans tous les pays (mais il n'est pas significatif en Belgique et aux Pays-Bas). Sans surprise, plus on grimpe dans la hiérarchie des professions, plus les chances d'être satisfait de son emploi sont grandes dans de nombreux de pays. Dans les autres, les résultats ne sont pas significatifs, ce qui peut s'expliquer par des effectifs trop petits pour chaque catégorie.

***Des caractéristiques individuelles qui n'ont pas le même effet dans tous les pays : le genre, le nombre d'enfants, la formation initiale, l'origine***

Les femmes se déclarent moins satisfaites de leur emploi dans la plupart des pays, hormis en Finlande, en Irlande et au Royaume-Uni (cf. tableau 3), ce qui peut s'expliquer par les problèmes qu'elles peuvent rencontrer sur le marché du travail et dans l'entreprise. Une fois contrôlé l'effet des caractéristique de l'emploi et du niveau de diplôme, les femmes sont plus satisfaites de leur emploi que les hommes en Autriche, en Belgique, en Espagne, en France, en Grèce, en Irlande, en Italie et au Royaume-Uni (cf tableaux 5). Le paradoxe mis en évidence grâce au BHPS (Clark, 1997) n'est pas universel ; il serait toutefois plus répandu que ne le laissait penser une étude exploitant l'ISSP (Sousa-Poza & Sousa-Poza, 2000a), selon une méthode particulière, rendant difficile la comparaison des résultats. L'intérêt de cette étude est de souligner l'hétérogénéité des attentes de chacun face aux différentes facettes du travail, ce que permet également d'analyser l'ECHP, avec des questions sur différents éléments, dont nous avons analysé les réponses (tableau 6). Les femmes s'avèrent beaucoup plus satisfaites que les hommes vis-à-vis de la rémunération et de la sécurité de leur emploi dans la plupart des pays européens, hormis au Danemark et en Finlande (où l'impact n'est pas significatif), mais aussi au Portugal (où les femmes sont moins satisfaites de leur rémunération). Le temps de travail semble en revanche mécontenter une majorité de femmes dans de nombreux pays : elle sont moins satisfaites des horaires de travail en Autriche, en Espagne, en Finlande et en France, et du nombre d'heures de travail en France, aux Pays-Bas, au Portugal, en Espagne, et au Danemark. En définitive, le « paradoxe » de la satisfaction des femmes au travail ne se retrouve pas dans tous les pays d'une part et il s'atténue pour certaines facettes du travail d'autre part. Les préoccupations des femmes à l'égard du temps de travail reflètent peut-être leur difficulté à concilier vie familiale et vie professionnelle.

D'autres caractéristiques individuelles peuvent influencer la satisfaction au travail. Dans de nombreux pays, les personnes nées à l'étranger sont moins satisfaites à travail égal, ce qui laisse penser qu'elles sont victimes d'une discrimination les empêchant d'obtenir le travail de meilleure qualité auxquelles elles pourraient prétendre. Le résultat n'est toutefois pas significatif au seuil de 10 % en Belgique, au Danemark, en Finlande, en Grèce, en Irlande, au Portugal et au Royaume-Uni. Le diplôme est également un facteur discriminant. Une fois contrôlées les caractéristiques individuelles et de l'emploi, les plus diplômés sont moins satisfaits au Danemark, en Espagne, en Finlande, en France, au Pays-Bas et au Royaume-Uni. Ce résultat peut sembler normal au premier abord : pour un même travail, ceux qui sont plus qualifiés s'estiment déclassés. Pour un même travail, les plus diplômés semblent en revanche plus satisfaits de leur emploi en Grèce et au Portugal.

## **Des caractéristiques de l'emploi qui n'ont pas le même effet dans tous les pays : le salaire et le nombre d'heures de travail**

Les travailleurs à bas salaire (- de 2/3 du salaire médian) sont tous plus mécontents de leur emploi que leurs camarades mieux rémunérés, hormis au Royaume-Uni (cf. tableau 4). Mais ce résultat « brut » ne correspond peut-être pas à l'effet du salaire. Toutes choses égales par ailleurs (tableaux 5), dans la plupart des pays d'Europe continentale et d'Europe du Sud, les salariés sont plus heureux quand ils sont mieux rémunérés. Au contraire, dans les pays nordiques (Danemark, Finlande), aux Pays-Bas et en Autriche, un salaire plus élevé en moyenne ne rendrait pas les salariés plus heureux. Il les rendrait même plus malheureux au Royaume-Uni, et ce, quel que soit le salaire retenu (horaire, mensuel, annuel, brut ou net), la spécification du modèle (avec ou sans la catégorie professionnelle parmi les variables explicatives) ainsi que l'échantillon choisi (hommes, femmes, salariés au dessous des 2/3 du salaire médian).

Un deuxième exemple nous permettra d'illustrer l'idée que les caractéristiques de l'emploi n'ont pas la même signification dans tous les pays. En France, la satisfaction au travail serait une fonction concave de la durée hebdomadaire de travail, d'après l'exploitation des premières vagues de l'ECHP (Afsa, 2002). En d'autres termes, elle prend la forme d'un U inversé : les travailleurs à temps partiel et ceux qui travaillent bien au-delà de la durée standard sont moins satisfaits que ceux dont la durée avoisine la durée standard. Nous retrouvons cette fonction concave en Autriche, en France, en Irlande et en Espagne. Elle prend une forme différente dans les autres pays. La satisfaction au travail est convexe en fonction du temps de travail au Danemark, en Belgique, en Finlande, en Italie, au Royaume-Uni et au Portugal : dans ces pays, le temps de travail des personnes qui s'éloignent de la moyenne reflèterait leurs préférences. Le phénomène mis en évidence par Cédric Afsa serait ainsi moins répandu qu'on ne l'imagine. Notons toutefois que la relation entre temps de travail et satisfaction à l'égard des heures de travail prend la forme d'un U inversé (autrement dit, elle est concave) en fonction du temps de travail dans tous les pays (tableau 8). D'autres éléments entrent donc en ligne de compte lorsqu'il s'agit d'évaluer la satisfaction globale. La satisfaction à l'égard de la rémunération est également concave en fonction du temps de travail dans de nombreux pays : les salariés à temps partiel ne seraient pas satisfaits des caractéristiques « extrinsèques » de leur emploi (salaire, sécurité), hormis aux Pays-Bas, en Belgique, au Royaume-Uni, au Danemark et en Irlande. La « qualité intrinsèque » des emplois à temps partiel serait en revanche satisfaisante dans de nombreux pays : la satisfaction vis-à-vis du type de travail et des conditions de travail est une fonction convexe du temps de travail dans la plupart des pays (exception faite de la France et de l'Espagne). En d'autres termes, c'est seulement en France et en Espagne que les emplois à temps partiel cumuleraient de nombreux désavantages aux yeux de ceux (ou plutôt celles...) qui les occupent.

Nos résultats soulignent que les « paradoxes » et phénomènes mis en évidence par dix années de progrès dans l'étude de la satisfaction au travail ne sont pas universels. L'importance de certaines variables et le sens de leur impact varient dans l'espace relativement restreint que nous étudions ici. Des similitudes semblent émerger entre pays voisins et nous retrouvons bien souvent les classifications traditionnelles d'État-Providence (pays nordiques, libéraux, continentaux et méditerranéens) ou plus généra-



lement de capitalisme (Amable, 2005), malgré l'absence de pays typiques de certains modèles dans notre panel (la Suède pour le modèle scandinave, l'Allemagne pour le modèle continental). La convergence entre nos résultats et les typologies traditionnelles suggère des pistes d'interprétation : les déterminants de la satisfaction au travail pourraient s'expliquer par le contexte économique, social, institutionnel, et culturel.

## **4. PISTES D'INTERPRÉTATION : L'IMPORTANCE DU CONTEXTE**

### **4.1. Des catégories qui ne recoupent pas une même réalité**

Malgré des efforts d'harmonisation, le sens des catégories peut différer d'un pays à l'autre. Le statut de fonctionnaire est ainsi plus ou moins proche de celui du secteur privé, par exemple. De même, le temps de travail reste hétérogène en Europe. En 2001, les hommes travaillent, en moyenne, plus de 45 heures par semaine en Grèce et au Royaume-Uni, et moins de 40 h au Danemark et aux Pays-Bas. Il pourrait dès lors sembler normal que les britanniques souhaitent travailler moins, et les danois davantage. Mais la relation au temps de travail semble en réalité plus complexe. Les explications des différences sont rarement simples : des facteurs économiques, institutionnels, culturels et sociaux s'entremêlent pour aboutir aux résultats que nous observons.

### **4.2. La théorie économique : compensation, segmentation, incitation**

Pour expliquer l'impact négligeable du salaire sur la satisfaction dans certains pays, la théorie des différences compensatrices peut être mobilisée. Elle s'appliquerait davantage dans les pays libéraux et nordiques, où le marché du travail, plus fluide, correspond davantage à une situation de concurrence. Dans cette perspective, des primes de risque existeraient dans ces pays, alors que les travailleurs moins bien rémunérés devraient aussi faire face à davantage de risques dans les pays continentaux, ce que semblent confirmer des études basées sur une mesure objective des risques (OCDE, 2003, 2004). En d'autres termes, les désavantages se cumuleraient sur les marchés du travail continentaux et méditerranéens. De fait, dans la plupart des pays continentaux et du Sud, les salariés moins bien rémunérés sont moins satisfaits de leur rémunération, mais aussi du type de travail, du nombre d'heures, des horaires et des conditions de travail (cf. tableau 7). Ce résultat confirme l'idée d'une segmentation du marché du travail, où les inégalités en termes de salaire sont redoublées par d'autres inégalités en termes de sécurité ou de conditions de travail, dans certains pays du moins.

Dans les pays relevant du capitalisme méditerranéen, où les diplômés sont moins nombreux, les formations continues peu développées et les emplois « standard » davantage protégés que dans le modèle continental (Amable, 2005), le marché du travail est plus segmenté et le diplôme supérieur permet d'atteindre le marché primaire protégé. Il serait, plus qu'ailleurs, le garant d'une insertion, ce qui explique son impact positif sur

la satisfaction à l'égard de la rémunération et de la sécurité de l'emploi en Grèce et au Portugal.

Les marchés du travail des pays continentaux et des pays du Sud seraient plus segmentés et plus inquiétants. Ces pays se ressemblent d'ailleurs sur un autre point : leurs fonctionnaires y sont plus heureux que les salariés du secteur privé. Les règles qui régissent le secteur public sont peut-être plus proches de celle du secteur privé dans les pays anglo-saxons et scandinaves, nous l'avons dit. Mais, quelles que soient ces différences législatives et réglementaires, l'emploi public est perçu comme un îlot de sécurité dans tous les pays, d'après l'étude de l'ISSP (Norris, 2003). L'attractivité de la fonction publique est en revanche différente. Dans les pays d'Europe continentale et d'Europe du Sud, plus de 40 % de la population préférerait travailler dans le secteur public, alors qu'ils sont moins de 30 % dans les pays libéraux et nordiques (Norris, 2003). Dans ces mêmes pays, les salariés sont moins inquiets (Clark & Postel-Vinay, 2005 ; Hofstede, 2001), et se soucieraient donc moins de la sécurité que peut offrir le service public.

Les emplois à temps partiel sont souvent considérés comme des emplois de deuxième zone, du marché secondaire, pour reprendre les termes des analyses de la segmentation, n'assurant ni une rémunération décente, ni une sécurité de l'emploi. Il est vrai que la relation entre temps de travail et satisfaction vis-à-vis des heures de travail est concave dans tous les pays (cf. tableau 8). Mais, dans de nombreux pays, les travailleurs à temps partiel sont satisfaits de certains aspects (tableau 8). Les travailleurs à temps partiel ne semblent pas mécontents de leur rémunération aux Pays-Bas, au Royaume-Uni et au Danemark. Dans ces pays, la situation économique et sociale, ainsi que les institutions pourraient moduler de manière différente l'arbitrage entre consommation et loisir. Dans les pays où la participation des femmes au marché du travail est forte et le salaire élevé, le niveau de vie de la famille serait suffisant pour que les travailleurs expriment leurs préférences pour le loisir et souhaitent substituer du loisir au travail (Stier & Lewin-Epstein, 2003). Dans les pays du Sud au contraire, où les salaires sont plus faibles<sup>7</sup> et les femmes moins nombreuses sur le marché du travail, la proportion de travailleurs qui souhaitent travailler davantage serait plus élevée. Par ailleurs, dans les pays qui connaissent un taux d'imposition élevé et de faibles inégalités de salaire, le contexte institutionnel peut inciter les actifs à diminuer le temps de travail (Bell & Freeman, 2001 ; Stier & Lewin-Epstein, 2003). La théorie économique de l'arbitrage entre consommation et loisir et, plus généralement de l'offre de travail au sein du foyer peut ainsi fournir des éléments d'explications des différences que nous observons entre pays.

---

<sup>7</sup> D'après l'ECHP, le salaire médian en Grèce et au Portugal est deux fois moins élevé (en parité de pouvoir d'achat) qu'au Danemark et au Royaume-Uni.

### 4.3. FAUT-IL MOBILISER LES VALEURS ET LES DIFFÉRENCES CULTURELLES ?

Les économistes furent longtemps réticents à évoquer les valeurs et les différences culturelles, suivant en cela Gary Becker, pour qui il ne faut pas discuter des « goûts » (Stigler & Becker, 1977). Nous pouvons aujourd'hui « mesurer » les valeurs, et leurs évolutions, et les mobiliser pour expliquer nos résultats et compléter l'analyse économique et institutionnelle. Les explications économiques et culturelles peuvent ainsi se compléter pour expliquer les différences de genre que nous observons. Le Portugal est le seul pays où les femmes sont moins satisfaites de leur travail en général, mais aussi de leur rémunération et du nombre d'heures de travail. Ce pays connaît, il est vrai, l'écart de rémunération le plus important entre hommes et femmes (Commission européenne, 2003). Le Portugal est aussi le seul pays du Sud où le taux d'emploi des femmes est plus élevé que le taux d'emploi moyen des femmes en Europe. Les faibles salaires obligerait les femmes portugaises à participer au marché du travail, alors même que les opportunités et conditions de travail sont particulièrement défavorables, et que les valeurs restent plus proches de celles des pays méditerranéens (Kaiser, 2005). En revanche, dans les pays nordiques que nous étudions ici (le Danemark et la Finlande), des écarts de rémunération subsistent, mais ils sont parmi les plus faibles d'Europe. Le degré d'insatisfaction des femmes finlandaises et danoises peut s'expliquer par la diffusion des valeurs d'égalité soutenues par des institutions et des politiques : elles ont intégré le modèle du « *dual bread winner* » ; elles souhaitent acquérir une indépendance financière et sont soutenues en cela par l'ensemble de la population (Algan & Cahuc, 2005 ; Stier & Lewin-Epstein, 2003 ; Voicu, 2004). Mais leur situation ne serait pas toujours à la hauteur de leurs attentes. Il est vrai que la ségrégation horizontale et verticale reste très élevée dans les pays nordiques (Commission européenne, 2003).

En France, la ségrégation est moins importante et la différence entre le temps de travail des hommes et des femmes est une des plus faibles d'Europe (moins de 6 heures, alors qu'elle dépasse 12 h aux Pays-Bas, en Irlande et au Royaume-Uni). À en croire l'opinion exprimée par les Français, la participation des femmes au marché du travail semble acquise (Voicu, 2004), mais le développement du temps partiel et le manque d'investissement dans les structures d'accueil ont récemment fragilisé leur position (Périvier, 2004). D'autres enquêtes signalent qu'une partie des femmes françaises a effectivement des difficultés pour concilier vie familiale et vie professionnelle, en particulier celles qui estiment le travail comme une valeur importante (Garner, Méda, & Senik, 2005). Ces éléments concordent avec le mécontentement des femmes françaises vis-à-vis des heures de travail et des horaires de travail, que nous observons avec l'ECHP (cf. tableau 6). Ce mécontentement à l'égard des heures de travail touche d'ailleurs les femmes d'autres pays.

Les travaux sur les valeurs permettant également d'interpréter nos résultats sur le temps de travail. La France se distingue, avec l'Espagne et la Belgique, par un moindre degré de satisfaction des personnes qui s'éloignent de la durée standard du travail, qu'il s'agisse d'évaluer leur emploi de manière globale ou ses qualités intrinsèques. Ce

résultat est plus surprenant pour ceux qui travaillent au-delà de la durée standard, et qui font généralement partie des catégories sociales les plus qualifiées, susceptibles d'avoir un travail épanouissant (Chenu, 2002). Les valeurs partagées par les Français pourraient expliquer la singularité française. En comparaison avec leurs voisins européens, les Français estiment plus souvent qu'il « faut avoir un travail pour développer pleinement ses capacités ». L'accomplissement de soi passe ainsi par le travail pour les Français (De Witte, Halman, & Gelissen, 2004). Ils sont 70 % à déclarer que le travail est « très important », cette proportion se situant autour de 55 % pour l'Europe. Travail et statut social y sont aussi davantage liés que dans d'autres pays (D'Iribarne, 1989). Les Français sont pourtant les plus nombreux en Europe à déclarer qu'il « serait souhaitable de diminuer l'importance du travail dans la vie », loin derrière la Grande-Bretagne (De Witte, Halman, & Gelissen, 2004 ; Riffault & Tchernia, 2002). Le rapport des Français au travail est donc complexe : s'ils reconnaissent que la société française accorde trop d'importance au travail, ils ne sont pas prêts, au niveau individuel, à accorder moins d'importance au travail pour cause de course au prestige social (Hofstede, 2001). Dans cette perspective, les Français ne sont pas prêts à réduire leur temps de travail individuellement, mais souhaiteraient une intervention de l'État, *via* une norme collective, pour réduire l'importance du travail<sup>8</sup>.

Il reste surprenant que les salariés finlandais, danois et britanniques ne soient pas sensibles au fait d'être mieux payés, en moyenne, que leurs collègues. D'une certaine manière, les cas finlandais et danois sont plus faciles à expliquer dès que l'on examine les différentes facettes du travail. Les travailleurs finlandais et danois relativement bien rémunérés sont satisfaits de leur rémunération et de la sécurité de leur emploi ; ils sont en revanche moins satisfaits du type de travail, des horaires et des conditions de travail, ce qui peut expliquer pourquoi le salaire n'a pas d'impact sur la satisfaction au travail « globale », en mobilisant notamment la théorie de la hiérarchie des besoins que l'on doit à Maslow et qu'Inglehart a repris dans un contexte comparatif (Inglehart, 1990) : une fois que les besoins vitaux (nourriture, logement, sécurité) sont satisfaits, l'épanouissement personnel devient plus important que le salaire. Cet effet peut d'ailleurs être modélisé dans un cadre économique standard (Weiss, 1976). Les pays nordiques et le Royaume-Uni, où le salaire médian est deux fois plus élevé qu'en Grèce (en parité de pouvoir d'achat) seraient déjà à l'ère de la « post-modernisation » : leurs salariés développeraient davantage des attentes en termes d'épanouissement personnel, et de possibilité de concilier la vie professionnelle avec d'autres sphères d'épanouissement. Mais cette piste d'interprétation ne permet pas de rendre compte de l'importance du salaire dans les pays continentaux, où les salaires sont aussi élevés que dans les pays nordiques et au Royaume-Uni. D'autres méthodologies laissent d'ailleurs penser que le salaire et la sécurité sont importants dans tous les pays (Huang & Vliert, 2003b, 2004). Les Britanniques et les Scandinaves valoriseraient d'ailleurs moins les aspects intrinsèques de leur emploi que les Français ou les Allemands par exemple, qui chercheraient davantage un accomplissement personnel au travail (De

---

<sup>8</sup> D'après nos calculs, le temps de travail optimal, celui qui correspond à une satisfaction maximale (toutes choses égales par ailleurs) serait de 35 heures par semaine en France sur toute la période étudiée, mais de 28 heures avant la mise en place des 35 heures ! Soulignons néanmoins que la part du temps partiel contraint parmi l'emploi à temps partiel a diminué pendant cette période (40% en 1994, contre 25 % en 2001).

Witte *et al.*, 2004). Au premier abord, ces résultats sont en partie contradictoires avec nos propres résultats, et des investigations plus poussées méritent d'être menées pour mieux comprendre les relations entre les valeurs déclarées et les déterminants de la satisfaction au travail.

## CONCLUSION

Parmi les douze pays européens que nous avons étudiés, la satisfaction au travail est affectée de la même manière par certains facteurs (notamment la santé, l'âge, l'ancienneté, le type de contrat), mais le genre, le salaire, le nombre d'heures de travail, la formation initiale, le fait de travailler dans le secteur public n'ont pas le même impact sur la satisfaction au travail dans tous les pays. Des traits communs émergent entre les pays nordiques et le Royaume-Uni (à l'exception de la satisfaction des femmes) et entre les pays continentaux et méditerranéens (hormis l'impact de la formation initiale). Au-delà d'un exercice de classification, l'intérêt majeur de ce type d'étude est d'éviter une forme d'ethnocentrisme, qui consisterait à croire que les critères de qualité de l'emploi partagés dans notre pays sont identiques dans toute l'Europe. La question du temps partiel est ainsi plus complexe qu'il n'y paraît. Ces résultats mettent en doute la possibilité d'indicateurs communs dans le cadre de la Stratégie européenne pour l'emploi. Ils plaident du moins pour une multiplication des indicateurs sur un même sujet. L'indicateur de mobilité salariale devrait ainsi être complété par un indicateur du niveau de salaire, tant celui-ci semble important dans la plupart des pays.

Nos résultats peuvent néanmoins indiquer des défis communs à toute l'Europe. Ils soulignent par exemple la nécessité d'efforts supplémentaires pour tenter d'intégrer les personnes handicapées ou malades dans le monde du travail, ainsi que les étrangers et les anciens chômeurs. Nos résultats pourraient alimenter le débat européen sur les compromis possibles entre flexibilité et sécurité. Si le CDD s'avère utile aux entreprises, il convient d'en renouveler les formes, pour qu'il ne soit pas plus synonyme d'insécurité pour les travailleurs. À l'heure où les organismes et pouvoirs publics imaginent un monde où les salariés sont volontairement mobiles et flexibles, et changent d'emploi avec plaisir, il est intéressant de savoir que la satisfaction des travailleurs semble au plus bas après quinze ans d'ancienneté, ce qui pourraient encourager à développer les formes de transitions prônées par les marchés transitionnels (Gazier, 2003) : possibilité de congés sabbatiques et de congé formation, avec une sécurisation des trajectoires et des possibilités de retour à l'emploi dans la même entreprise, l'engagement de l'employeur sur le long terme restant important aux yeux des salariés.

## BIBLIOGRAPHIE

- AFSA C., 2002, « Satisfaction et expression des préférences: le cas des heures de travail », article présenté à la conférence Journées de microéconomie appliquée, Rennes, 6-7 juin.
- AHN N. & GARCIA J. R., 2004, « Job Satisfaction in Europe », *Document de travail, FEDEA*, vol.2004-16.

- ALGAN Y., & CAHUC P., 2005, *The Roots of Low European Employment: Family Culture?* MIT Press.
- ALLISON P. D., 2005, *Fixed Effects Regression Methods for Longitudinal Data Using SAS*. Cary, North Carolina, USA: SAS Institute Inc.
- AMABLE B., 2005, *Les cinq capitalismes*. Paris: Seuil.
- BELL L. A. & FREEMAN R. B., 2001, « The Incentive for Working Hard: Explaining Hours Worked Differences in the US and Germany », *Labour Economics*, vol.8, n°2, Mai, pp.181-202.
- BLANCHFLOWER D. G., OSWALD A. & STUTZER A., 2001, « Latent entrepreneurship across nations », *European Economic Review*, vol.45, pp.680-691.
- BÖCKERMAN P., 2004, « Perceptions of job instability in Europe », *Social Indicators Research*, n°67, pp.283-314.
- BÖCKERMAN P. & IIMAKUNNAS P., 2006, « Do Job Disamenities Raises Wages or Ruin Job Satisfaction? », *International Journal of Manpower*, vol.27, n°3, pp.290-302.
- BÖCKERMAN P. & ILMAKUNNAS P., 2005, « Elusive effects of unemployment on happiness », *Discussion Paper*, n°47, Février.
- BONHOMME S. & JOLIVET G., 2005, « The Pervasive Absence of Compensating Differentials », *Document de travail*.
- CHENU A., 2002, « Les horaires et l'organisation du temps de travail », *Economie et statistique*, n°352-353, pp.151-167.
- CLARK A. E., 1995, « L'utilité est-elle relative? Analyse à l'aide de données sur les ménages », *Economie et prévision*, vol.121.
- CLARK A. E., 1997, « Job satisfaction and gender: why are women so happy at work? », *Labour Economics*, vol.4, n°4, pp.341-372.
- CLARK A. E., 1999, « Are wages habit-forming? Evidence from micro data », *Journal of Economic Behavior & Organization*, vol.39, pp.179-200.
- CLARK A. E., 2001, « What really matters in a job? Hedonic measurement using quit data », *Labour Economics*, vol.8, n°223-242.
- CLARK A. E., 2005, « What makes a good job? Evidence from OECD countries ». In S. Bazen & C. Lucifora & W. Salverda (Eds.), *Job Quality and Employment Behaviour*, pp. 11-30 : Palgrave.
- CLARK A. E., ETILÉ F., POSTEL-VINAY F., SENIK C. & STRAETEN K. V. D., 2005, « Heterogeneity in Reported Well-Being: Evidence from Twelve European Countries », *Economic Journal*, vol.115, Mars, pp.118-132.
- CLARK A. E. & GEORGELLIS Y., 2004, « Kahneman meets the quitters: Peak-End Behaviour in the Labour Market », *Document de travail*.
- CLARK A. E., GEORGELLIS Y., & SANFEY, P., 2001, « Scarring: The Psychological Impact of Past Unemployment », *Economica*, vol.68, n°270, pp.221-241.
- CLARK A. E., & OSWALD A., 1994, « Unhappiness and Unemployment », *The Economic Journal*, vol.104, n°424, pp.684-659.
- CLARK A. E. & OSWALD A., 2002, « Well-being in panels », *Document de travail*.
- CLARK A. E., OSWALD A., & WARR, P., 1996, « Is Job Satisfaction U-shaped in Age? », *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, vol.69, Printemps, pp.57-81.
- CLARK A. E. & POSTEL-VINAY F., 2005, « Job Security and Job Protection », *CEPR Discussion Paper*, n°4927.
- CLARK, A. E. & SENIK C., 2005, « The (unexpected) Structure of "Rents on the French and British Labour Markets », *Journal of Socio-Economics*, vol.à paraître.
- COMMISSION EUROPEENNE, 2003, « Amélioration de la qualité de l'emploi: un examen des derniers progrès accomplis », *COM(2003) 728 final*, 26/11/2003.

- D'IRIBARNE P., 1989, *La logique de l'honneur. Gestion des entreprises et traditions nationales*. Paris: Seuil.
- DAVOINE, L. & ERHEL C., 2006, « La qualité de l'emploi: une perspective européenne », *La qualité de l'emploi*. Paris: La découverte.
- DE WITTE H., HALMAN L. & GELISSEN, J., 2004, « European work orientations at the end of the twentieth century ». In W. Arts & L. Halman (Eds.), *European Values at the Turn of the Millennium* (Vol. 7). Leiden, Netherlands: Brill.
- DELOFFRE A. & RIOUX L., 2004, « Les travailleurs évaluent-ils correctement le degré de sécurité de leur emploi? Une comparaison européenne », *Document de travail*.
- DIAZ-SERRANO L. & VIEIRI J. A. C., 2005, « Low Pay, Higher Pay and Job Satisfaction within the European Union: Empirical Evidence from Fourteen Countries », *IZA DP*, n°No. 1558, Avril.
- ELLIOT R. F. & SANDY R., 1998, « Adam Smith may have been right after all: A new approach to the analysis of compensating differentials », *Economics Letters*, vol.59, pp.127-131.
- FERRER-I-CARBONELL A. & FRIJTERS P., 2004, « How important is methodology for the estimates of the determinants of happiness? », *The Economic Journal*, vol.114, Juillet, pp.641-659.
- FREEMAN R., 1978, « Job satisfaction as an economic variable », *The American Economic Review*, vol.68, n°2.
- GARNER, H., MEDA, D., & SENIK, C., 2005, « Conciliation entre vie professionnelle et vie familiale, les leçons des enquêtes auprès des ménages », *Travail et emploi*, n°102, avril-juin, pp.57-67.
- GAZIER B., 2003, *Tous Sublimes. Vers un nouveau plein emploi*. Paris: Flammarion.
- GREEN F. & TSITSIANIS N., 2005, « An Investigation of National Trends in Job Satisfaction in Britain and Germany », *British Journal of Industrial Relations*, vol.43, n°3, Septembre, pp.401-430.
- GREEN W., 2003, *Econometric Analysis* (5ème édition ed.). Upper Saddle River, New Jersey, USA: Pearson Education.
- HAMERMESH D. S., 1977, « Economic Aspects of Job Satisfaction », *Essays in labour market analysis*: John Wiley & Sons.
- HOFSTEDE G., 2001, *Culture Consequences. Comparing Values, Behaviors, Institutions, and Organizations Across Nations* (Deuxième ed.): Sage Publications.
- HOLLÄNDER H., 2001, « On the validity of utility statements: standard theory versus Duesenberry's », *Journal of Economic Behavior & Organization*, vol.45, n°3, pp.227-249.
- HUANG X. & VLIERT E. V. D., 2003a, « Comparing Work Behaviors across Cultures. A Cross-level Approach Using Multilevel Modeling », *International Journal of Cross Cultural Management*, vol.3, n°2, pp.167-182.
- HUANG X. & VLIERT E. V. D., 2003b, « Where intrinsic job satisfaction fail to work: national moderators of intrinsic motivation », *Journal of Organizational Behavior*, vol.24, pp.159-179.
- HUANG X. & VLIERT E. V. D., 2004, « Job Level and National Culture as Joint Roots of Job Satisfaction », *Applied Psychology: An International Review*, vol.53, n°3, pp.329-348.
- HUI M. K., AU K. & FOCK H., 2004, « Empowerment effects across cultures », *Journal of International Business Studies*, vol.35, pp.46-60.
- INGLEHART R., 1990, *Culture Shift in Advanced Industrial Society*. Princeton: Princeton University Press.
- KAHNEMAN D., 1999, « Objective Happiness ». In D. Kahneman & E. Diener & N. Schwarz (Eds.), *Well-Being: The Foundations of Hedonic Psychology*, pp. 3-25 : The Russel Sage Foundation.
- KAISER L., 2005, « Gender-Job Satisfaction Differences across Europe: An Indicator for Labor Market Modernization », *IZA DP*, n°1876, Décembre.
- LANCASTER K., 1966, « A New Approach to Consumer Theory », *Journal of Political Economy*, vol.74, pp.132-157.

- LÉVY-GARBOUA L. & MONTMARQUETTE C., 2004, « Reported Job Satisfaction: What Does It Mean? », *Journal of Socio-Economics*, vol.33, pp.135-151.
- LÉVY-GARBOUA L., MONTMARQUETTE C. & SIMONNET V., 2006, « Job satisfaction and Quits », *Labour Economics*.
- MAAS C. J. M. & HOX J. J., 2004, « Robustness issues in multilevel regression analysis », *Statistica Neerlandica*, vol.58, n°2, pp.127-137.
- MEDGYESI M. & RÓBERT P., 2003, « Satisfaction with Work in a European Perspective: Center and Periphery, 'Old' and 'New' Market Economies Compared », *Review of Sociology*, vol.9, n°1, pp.43-68.
- MUELLER C. W. & WALLACE J. E., 1996, « Justice and the Paradox of the Contented Female Worker », *Social Psychology Quarterly*, vol.59, n°4, Décembre, pp.338-349.
- NORRIS P., 2003, « Still a Public Service Ethos? Work values, experience, and job satisfaction among government workers ». In J. D. Donahue & J. S. Nye (Eds.), *For the People: Public Service for the 21st Century*. Harvard University Cambridge, Endicott Hall: Jr. Brookings Institution.
- NOVI M., 1998, *Pourcentages et tableaux statistiques* (Vol. 3337). Paris: PUF.
- OCDE, 2003, *Employment Outlook*, Paris.
- OCDE, 2004, *Employment outlook*, Paris.
- PERIVIER H., 2004, « La marche vers l'égalité des sexes au travail: du piétinement au recul, il n'y a qu'un pas », *Droit social*, n°9/10, Septembre-Octobre.
- PHELAN J., 1994, « The Paradox of the Contented Female Worker: An Assessment of Alternative Explanations », *Social Psychology Quarterly*, vol.57, n°2, juin, pp.95-107.
- PLÜMPER T. & TRÖGER V., 2005, « Efficient Estimation of Time-Invariant and Rarely Changing Variables in Finite Sample Panel Analysis with Unit Fixed Effects », *Document de travail*.
- POULIAKAS K. & THEODOSSIOU I., 2005, « Socio-Economic Differences in the Perceived Quality of High and Low-Paid Jobs in Europe », *Economics Working Paper Archive EconWPA*, n°0506002.
- RIFFAULT H. & TCHERNIA J.-F., 2002, « Les Européens et le travail: un rapport plus personnel », *Futuribles*, n°277, Juillet-Août.
- ROSEN S., 1986, « The Theory of Equalizing Difference ». In O. Ashenfelter & D. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, (Vol. 1, pp. 641-692). Amsterdam: Elsevier.
- SANZ DE GALDEANO A., 2001a, « Gender differences in job satisfaction and labour market participation: UK evidence from propensity score estimates », *European University Institute, document de travail*.
- SANZ DE GALDEANO A., 2001b, « The gender differential in job satisfaction: what is the role of reference levels? », *Document de travail*.
- SEVESTRE, P., 2002, *Econométrie des panels*, Paris: Dunod.
- SKALLI A., THEODOSSIOU I. & VASILEIOU E., 2005, « Jobs as Lancaster Goods: Facets of Job Satisfaction and Overall Job Satisfaction », article présenté à la conférence IZA European Summer School in Labor Economics, Buch am Ammersee, 3-9 Avril 2006.
- SLOANE P. J. & WILLIAMS H., 2000, « Job Satisfaction, Comparison Earnings, and Gender », *Labour*, vol.14, n°3, Septembre, pp.473-501.
- SOUSA-POZA A. & HENNERGER F., 2000, « Work attitudes, Work Conditions and Hours Constraints: An Explorative, Cross-national Analysis », *Labour*, vol.14, n°3, pp.351-372.
- SOUSA-POZA A. & SOUSA-POZA A. A., 2000a, « Taking Another Look at the Gender/Job-Satisfaction Paradox », *Kyklos*, vol.53, n°2, pp.135-151.
- SOUSA-POZA A. & SOUSA-POZA A. A., 2000b, « Well-being at work: a cross-national analysis of the levels and determinants of job satisfaction », *Journal of Socio-Economics*, vol.29, pp.517-538.



- STIER H. & LEWIN-EPSTEIN N., 2003, « Time to Work: A Comparative Analysis of Preferences for Working Hours », *Work and Occupations*, vol.30, n°3, Août, pp.302-326.
- STIGLER G. J. & BECKER G. S., 1977, « De Gustibus Non Est Disputandum », *The American Economic Review*, vol.67, n°2, pp.76-90.
- SWEENEY P. D. & MCFARLIN D. B., 2004, « Social comparisons and income satisfaction: A cross-national examination », *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, vol.77, n°2, Juin, pp.149-154.
- VAN PRAAG B. M. S. & FERRER-I-CARBONELL A., 2001, « Life satisfaction differences between workers and non-workers. The value of participation *per se* », *Tinbergen Institute Discussion Papers*.
- VILLANUEVA E., 2004, « Compensating Wage Differentials and Voluntary Job Changes: Evidence from West Germany », *Universitat Pompeu Fabra Economic and Business Working Paper*, n°738, 29 Janvier.
- VOICU M., 2004, « Work and family life in Europe: Value patterns and policy making ». In W. Arts & L. Halman (Eds.), *European Values at the Turn of the Millennium* (Vol. 7). Leiden, Netherlands: Brill.
- WANBERG C. R., CARMICHAEL H. D. & DOWNEY R. G., 1999, « Satisfaction at last job and unemployment: a new look », *Journal of Organizational Behavior*, vol.20, n°1, pp.121-131.
- WEISS Y., 1976, « The wealth effect in occupational choice », *International Economic Review*, vol.7, n°2, Juin, pp.292-307.
- WINKELMANN L. & WINKELMANN R., 1998, « Why are the Unemployed So Unhappy? Evidence from Panel Data », *Economica*, vol.65, pp.1-15.

# **ANNEXES**

## **1. Tableau synoptique de la littérature**

**Tableau 1**  
**Un bilan des études quantitatives et comparatives sur la satisfaction au travail**

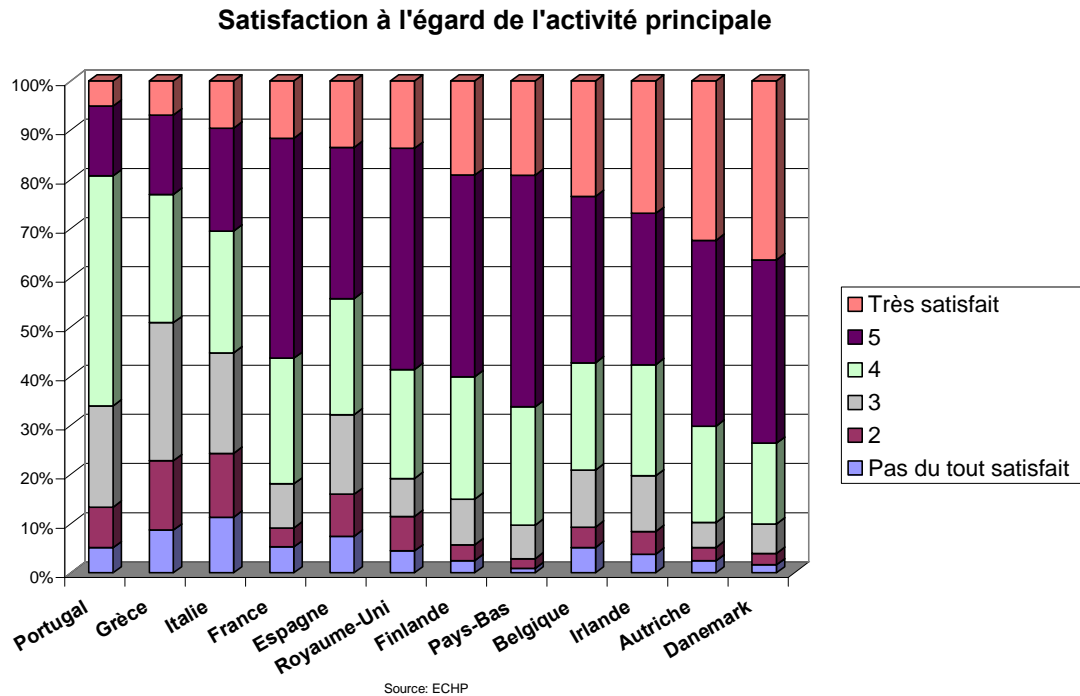
Références	Pays concernés	Thème	Méthode	Base de données
(Ahn & García, 2004)	14 pays européens	Déterminants de la satisfaction au travail	Une régression par pays (sans effet individuel)	ECHP (1994-2001)
(Blanchflower, Oswald, & Stutzer, 2001)	23 pays de l'OCDE	Satisfaction des travailleurs indépendants	Tableaux croisés et régressions pour chaque pays	ISSP (1997)
(Böckerman, 2004)	16 pays européens	Satisfaction vis-à-vis de la sécurité de l'emploi	Régression avec un effet par pays	Employment option for the future (1998)
(Bonhomme & Jolivet, 2005)	9 pays européens	Satisfaction pour diverses facettes du travail et révélation des préférences	Modèle trivarié avec une régression pour chaque pays	ECHP (1994-2001)
(Clark, 2005)	7 pays de l'OCDE	Satisfaction et importance de chaque facette	Régression avec un effet pays	ISSP (1989, 1997) et BHPS (1992-2002)
(Clark & Postel-Vinay, 2005)	12 pays européens	Lien entre protection de l'emploi et satisfaction vis-à-vis de la sécurité en emploi	Une régression (avec correction d'un biais de sélection) et deux variables de contexte (LPE et générosité des allocations chômage)	ECHP (1997-2001)
(Clark & Senik, 2005)	Royaume-Uni, France	Satisfaction au travail et détermination de « rentes » sur le marché du travail	Une régression par pays sans le salaire expliqué par une autre régression (avec un effet fixe)	BHPS et ECHP
(Clark, Etilé, Postel-Vinay, Senik, & Straeten, 2005)	12 pays européens	Satisfaction et revenu	Classification à partir de l'ensemble du panel, mise en évidence d'une hétérogénéité de la relation entre satisfaction et revenu, à relier au pays de résidence	ECHP
(Deloffre & Rioux, 2004)	11 pays européens	Satisfaction vis-à-vis de la sécurité de l'emploi par les travailleurs	Une estimation (avec 3 équations simultanées), avec un effet par pays	ECHP (1999-2000)
(De Witte et al., 2004)	33 pays européens	Explication des valeurs au travail (plus ou moins intrinsèques ou extrinsèques)	Modèle multi niveaux avec, pour effet de contexte le PIB par habitant, le taux de chômage et la culture	EVS (1999)
(Diaz-Serrano & Vieiri, 2005)	14 pays européens	Déterminants de la satisfaction au travail des travailleurs à bas salaires et de ceux qui ont un salaire plus élevé	Deux régressions par pays (une pour les travailleurs à bas salaire, une pour les autres) avec un modèle à effets aléatoires	ECHP (1994-2001), GSOEP et PSELL

(Green & Tsitsianis, 2005)	Royaume-Uni et Allemagne	Explication des tendances (à la baisse) de la satisfaction au travail	Une régression par pays Pseudo-panel et modèle à effets fixes	ECHP, BHPS (1991-2002); GOES (1985-2002); Employment in Britain (1992), 2001 Skills Survey
(Huang & Vliert, 2003a, 2003b, 2004)	49 pays	Impact de la culture (individualisme, hiérarchie) et de variables socio-économiques (PIB, protection sociale) sur l'impact des caractéristiques intrinsèques et extrinsèques du travail sur la satisfaction au travail	Modèle multi niveaux avec test de l'impact conjoint de variables de contexte.	ISSP, large enquête auprès d'employés d'une multinationale
(Hui, Au, & Fock, 2004)	33 pays	Effet modérateur de la culture (ici le côté plus ou moins hiérarchique d'une société) et de la personnalité du travailleur (l'envie de satisfaire le client) sur l'impact de l'autonomie sur la satisfaction au travail	Modèle multi niveaux avec en variable de contexte le PIB et un indice des aspects hiérarchiques d'une culture	WVS et enquête auprès d'employés d'hôtel au Canada
(Kaiser, 2005)	14 pays européens	Satisfaction au travail des femmes	Régression par pays, avec un effet aléatoire	ECHP (1994-2001)
(Medgyesi & Róbert, 2003)	16 pays européens	Déterminants de la satisfaction au travail en Europe	Une seule régression avec un effet par groupe de pays (scandinaves, Europe de l'Ouest, Europe du Sud, pays en transition).	ISSP (1997)
(Pouliakas & Theodossiou, 2005)	Royaume-Uni, France, Danemark, Finlande, Espagne, Grèce	Impact du salaire sur la satisfaction au travail	Une régression par pays, avec correction du biais de sélection pour les emplois à bas salaire	ECHP (1996-2001)
(Skalli et al., 2005)	10 pays	Influence de la satisfaction vis-à-vis de certains aspects du travail (horaires, type d'activité, salaire, etc.) sur la satisfaction globale	Pour chaque pays, équations simultanées pour expliquer la satisfaction pour chaque aspect et la satisfaction globale (en incluant les satisfactions partielles dans cette dernière équation).	ECHP (1994-2001)
(Sousa-Poza & Hennerger, 2000)	9 pays	Préférences pour plus ou moins d'heures de travail	Une régression avec un effet pays	ISSP (1989)
(Sousa-Poza & Sousa-Poza, 2000a)	21 pays	Satisfaction au travail des femmes	Une régression globale et une régression par pays, selon le modèle du work-role inputs et work-role outputs	ISSP (1997)
(Sousa-Poza & Sousa-Poza, 2000b)	21 pays	Niveau et déterminants de la satisfaction au travail	Une régression globale et une régression par pays, selon le modèle du work-role inputs et work-role outputs	ISSP (1997, 1989)

(Stier & Lewin-Epstein, 2003)	22 pays de l'OCDE	Préférences pour plus ou moins d'heures de travail	Régression multiniveaux avec des variables de contexte (PIB, Gini, taux de participation des femmes)	ISSP (1997)
(Sweeney & McFarlin, 2004)	12 pays	Impact sur la satisfaction du sentiment d'être sous-payé	Une régression par pays	International Social Justice Project (ISJP) (1991-92)

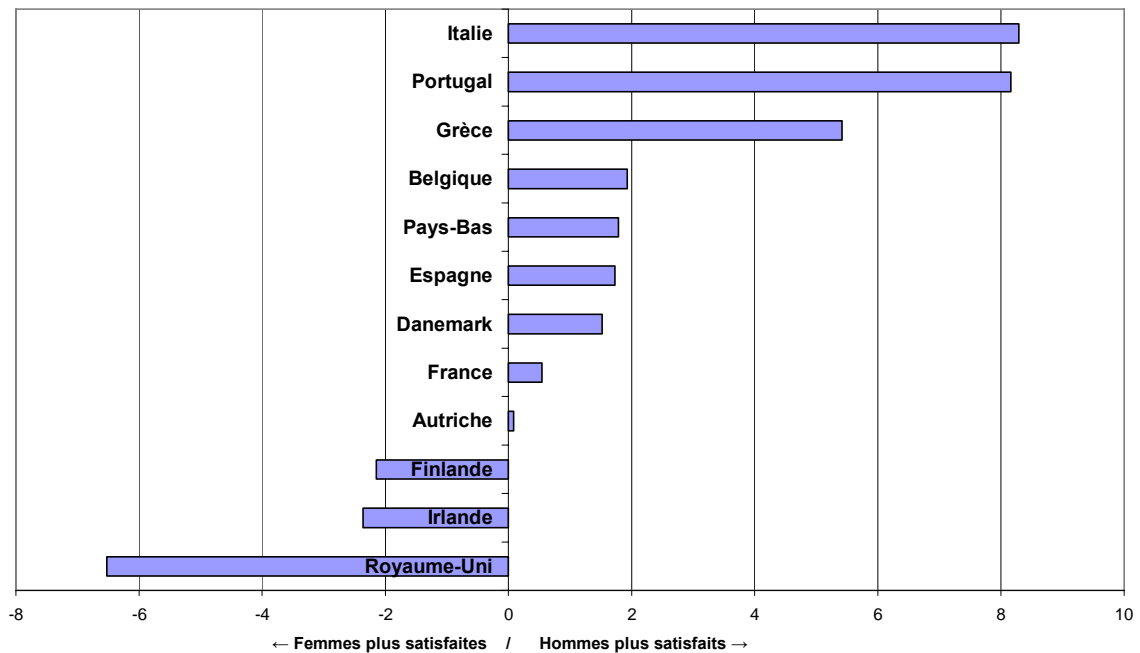
## 2. Quelques résultats « bruts »

**Tableau 2**  
Distribution de la satisfaction au travail suivant les pays



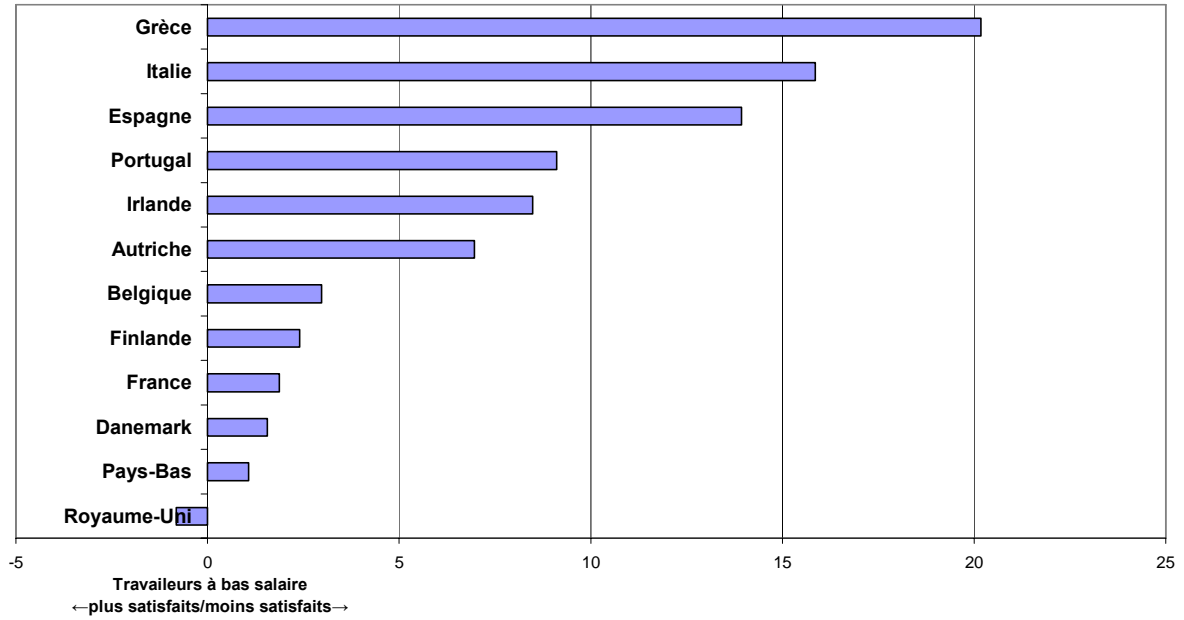
**Tableau 3**  
Genre et satisfaction au travail

Différence entre le pourcentage de femmes satisfaites et le pourcentage d'hommes satisfaites



**Tableau 4**  
**Bas salaires et satisfaction au travail**

Différence de pourcentage de travailleurs satisfaits parmi les salariés à bas salaires et parmi ceux qui ont un salaire plus élevé



## 3. Les résultats de la méthode hybride

Tableau 5 (partie 1)

	Autriche			
	Variable ou moyenne individuelle si nécessaire		Déviation par rapport à la moyenne individuelle si nécessaire	
Femmes	0,095 **	(0,044)		
Né à l'étranger	-0,353 ***	(0,072)		
Baccalauréat	-0,012 ns	(0,045)		
Diplômé du supérieur	-0,064 ns	(0,079)		
Couple	0,057 ns	(0,040)		
Nombre d'enfants	0,002 ns	(0,017)		
Mauvaise santé	-0,606 ***	(0,035)	-0,251 ***	(0,022)
Expérience antérieure du chômage	-0,291 ***	(0,057)	-0,086 ns	(0,069)
Âge	-0,019 ns	(0,012)		
Âge au carré/100	0,048 ***	(0,016)		
Nombre d'heures de travail (log)	2,127 **	(0,941)	0,561 ns	(0,851)
Nombre d'heures au carré (log)/100	-0,336 **	(0,135)	-0,045 ns	(0,119)
Salaire (log)	0,040 ns	(0,028)		
Taux d'évolution annuelle	0,209 ***	(0,055)		
Ancienneté	-0,028 ***	(0,010)		
Ancienneté au carré/100	0,053 ns	(0,047)		
Secteur public	0,225 ***	(0,039)		
CDD	-0,885 ***	(0,184)	-0,231 **	(0,110)
Autre	0,357 *	(0,211)	-0,412 ***	(0,114)
CDI	-0,093 ns	(0,109)	-0,193 **	(0,084)
Formation	0,253 ***	(0,053)	0,108 ***	(0,032)
Cadres supérieurs et dirigeants	0,469 ***	(0,082)		
Professions intellectuelles	0,289 ***	(0,091)		
Professions intermédiaires	0,294 ***	(0,064)		
Employés de type administratif	0,216 ***	(0,064)		
Personnel des services et vendeurs	0,268 ***	(0,061)		
Agriculteurs et pêcheurs	0,403 ***	(0,154)		
Artisans	0,198 ***	(0,060)		
Ouvriers d'assemblage, conducteurs	-0,010 ns	(0,070)		
Ouvrier non qualifié	réf.			
1996	0,040 ns	(0,040)		
1997	-0,013 ns	(0,038)		
1998	0,050 ns	(0,038)		
1999	-0,015 ns	(0,037)		
2000 (réf. : 2001)	-0,016 ns	(0,037)		
$\theta_1$	-3,460 **	(1,665)		
$\theta_2$	-1,882 ns	(1,665)		
$\theta_3$	-0,650 ns	(1,665)		
$\theta_4$	-0,072 ns	(1,665)		
$\theta_5$	0,563 ns	(1,665)		
Nombre d'observations : 13 527 ; Individus : 3 695 ; -2 Res Log Pseudo-Likelihood : 3199680,9				
Notes : ***=significatif à 1 % ; **=significatif à 5 % ; *=significatif à 10 % ; ns=non significatif ; écart-type entre parenthèses ; nd : non disponible pour ce pays ; ref. : modalité de référence (elle n'est pas précisée pour les variables invariantes au cours du temps. L'individu de référence est un homme, né dans le pays étudié, qui n'a pas atteint le niveau du baccalauréat). Lorsque la prise en compte de l'effet de la moyenne et de la variable centrée est recommandée, les effets sont en italique et sur deux colonnes. La colonne de droite correspond à l'effet de la moyenne sur la période où l'individu est suivi et la colonne de gauche à l'effet de la variable réduite (de la déviation par rapport à la moyenne à chaque vague).				
Source : Eurostat, ECHP, vagues 2 à 8.				



Tableau 5 (partie 2)

	Belgique			
	Variable ou moyenne individuelle si nécessaire		Déviation par rapport à la moyenne individuelle si nécessaire	
Femmes	0,200 ***	(0,055)		
Né à l'étranger	-0,040 ns	(0,091)		
Baccalauréat	-0,003 ns	(0,052)		
Diplômé du supérieur	-0,073 ns	(0,068)		
Couple	0,060 ns	(0,054)		
Nombre d'enfants	-0,024 ns	(0,025)	-0,018 ns	(0,039)
Mauvaise santé	-0,638 ***	(0,043)	-0,209 ***	(0,029)
Expérience antérieure du chômage	-0,064 ns	(0,065)	-0,409 ***	(0,082)
Âge	-0,037 **	(0,019)		
Âge au carré/100	0,067 ***	(0,023)		
Nombre d'heures de travail (log)	-3,984 ***	(1,106)	-1,943 *	(1,024)
Nombre d'heures au carré (log)/100	0,556 ***	(0,160)	0,277 *	(0,145)
Salaire (log)	0,150 ***	(0,050)		
Taux d'évolution annuelle	0,084 ns	(0,070)		
Ancienneté	-0,020 ns	(0,013)		
Ancienneté au carré/100	0,034 ns	(0,057)		
Secteur public	0,115 ***	(0,044)		
CDD	-0,025 ns	(0,063)		
Autre	-0,019 ns	(0,118)		
CDI	réf.			
Formation	0,358 ***	(0,067)	0,136 ***	(0,038)
Cadres supérieurs et dirigeants	0,181 ns	(0,234)	0,425 ***	(0,148)
Professions intellectuelles	-0,110 ns	(0,176)	0,320 **	(0,138)
Professions intermédiaires	-0,164 ns	(0,186)	0,313 **	(0,135)
Employés de type administratif	-0,438 ***	(0,170)	0,286 **	(0,134)
Personnel des services et vendeurs	-0,142 ns	(0,204)	0,144 ns	(0,146)
Agriculteurs et pêcheurs	-0,042 ns	(1,073)	1,406 **	(0,591)
Artisans	0,232 ns	(0,198)	0,167 ns	(0,151)
Ouvriers d'assemblage, conducteurs	-0,059 ns	(0,213)	0,207 ns	(0,151)
Ouvrier non qualifié	-0,031 ns	(0,192)	0,192 ns	(0,147)
1995	0,170 ***	(0,048)		
1996	0,194 ***	(0,047)		
1997	0,084 *	(0,045)		
1998	0,180 ***	(0,043)		
1999	0,240 **	(0,104)		
2000 (réf. : 2001)	0,230 **	(0,103)		
$\theta_1$	5,597 ***	(1,951)		
$\theta_2$	7,197 ***	(1,951)		
$\theta_3$	8,293 ***	(1,951)		
$\theta_4$	9,189 ***	(1,952)		
$\theta_5$	9,823 ***	(1,952)		
Nombre d'observations : 8 964 ; Individus : 2 809 ; -2 Res Log Pseudo-Likelihood : 173118.				
Notes : ***=significatif à 1 % ; **=significatif à 5 % ; *=significatif à 10 % ; ns=non significatif; écart-type entre parenthèses ; nd : non disponible pour ce pays ; ref. : modalité de référence (elle n'est pas précisée pour les variables invariantes au cours du temps. L'individu de référence est un homme, né dans le pays étudié, qui n'a pas atteint le niveau du baccalauréat). Lorsque la prise en compte de l'effet de la moyenne et de la variable centrée est recommandée, les effets sont sur deux colonnes.				
Source : Eurostat, ECHP, vagues 2 à 8.				

Tableau 5 (partie 3)

	Danemark			
	Variable ou moyenne individuelle si nécessaire		Déviation par rapport à la moyenne individuelle si nécessaire	
Femmes	0,034 ns	(0,075)		
Né à l'étranger	-0,035 ns	(0,199)		
Baccalauréat	-0,035 ns	(0,081)		
Diplômé du supérieur	-0,160 *	(0,093)		
Couple	0,075 ns	(0,069)		
Nombre d'enfants	0,045 ns	(0,030)		
Mauvaise santé	-0,769 ***	(0,060)	-0,285 ***	(0,037)
Expérience antérieure du chômage	-0,155 **	(0,067)		
Âge	-0,063 ***	(0,023)		
Âge au carré/100	0,129 ***	(0,027)		
Nombre d'heures de travail (log)	-4,065 ***	(1,510)		
Nombre d'heures au carré (log)/100	0,593 ***	(0,211)		
Salaire (log)	0,050 ns	(0,069)		
Taux d'évolution annuelle	0,313 ***	(0,103)		
Ancienneté	-0,067 ***	(0,016)		
Ancienneté au carré/100	0,138 *	(0,077)		
Secteur public	0,077 ns	(0,068)		
CDD	-0,051 ns	(0,364)	0,115 ns	(0,127)
Autre	0,325 ns	(0,353)	-0,256 **	(0,130)
CDI	0,520 ***	(0,187)	0,397 ***	(0,081)
Formation	0,320 ***	(0,059)		
Cadres supérieurs et dirigeants	0,334 **	(0,162)		
Professions intellectuelles	0,185 ns	(0,136)		
Professions intermédiaires	0,181 ns	(0,126)		
Employés de type administratif	-0,112 ns	(0,132)		
Personnel des services et vendeurs	0,237 *	(0,133)		
Agriculteurs et pêcheurs	0,564 *	(0,311)		
Artisans	0,081 ns	(0,138)		
Ouvriers d'assemblage, conducteurs	0,087 ns	(0,141)		
Ouvrier non qualifié	réf.			
1995	0,589 ***	(0,073)		
1996	0,390 ***	(0,072)		
1997	0,485 ***	(0,095)		
1998	0,335 ***	(0,070)		
1999	0,076 ns	(0,068)		
2000 (réf. : 2001)	0,075 ns	(0,068)		
$\theta_1$	5,962 **	(2,696)		
$\theta_2$	8,669 ***	(2,697)		
$\theta_3$	10,556 ***	(2,698)		
$\theta_4$	11,982 ***	(2,698)		
$\theta_5$	13,470 ***	(2,701)		
Nombre d'observations : 12 313 ; Individus suivis : 3 421 ; -2 Res Log Pseudo-Likelihood : 3199680,9.				
Notes : ***=significatif à 1 % ; **=significatif à 5 % ; *=significatif à 10 % ; ns=non significatif; écart-type entre parenthèses ; nd : non disponible pour ce pays ; ref. : modalité de référence (elle n'est pas précisée pour les variables invariantes au cours du temps. L'individu de référence est un homme, né dans le pays étudié, qui n'a pas atteint le niveau du baccalauréat). Lorsque la prise en compte de l'effet de la moyenne et de la variable centrée est recommandée, les effets sont sur deux colonnes.				
Source : Eurostat, ECHP, vagues 2 à 8.				

Tableau 5 (partie 4)

	Espagne			
	Variable ou moyenne individuelle si nécessaire		Déviation par rapport à la moyenne individuelle si nécessaire	
Femmes	0,059 **	(0,027)		
Né à l'étranger	-0,194 **	(0,091)		
Baccalauréat	-0,125 ***	(0,027)		
Diplômé du supérieur	-0,154 ***	(0,031)		
Couple	0,017 ns	(0,032)		
Nombre d'enfants	0,019 ns	(0,012)		
Mauvaise santé	-0,377 ***	(0,026)	-0,174 ***	(0,015)
Expérience antérieure du chômage	-0,097 ***	(0,023)		
Âge	-0,045 ***	(0,008)		
Âge au carré/100	0,066 ***	(0,009)		
Nombre d'heures de travail (log)	2,035 ***	(0,683)	1,293 **	(0,632)
Nombre d'heures au carré (log)/100	-0,312 ***	(0,096)	-0,172 **	(0,087)
Salaire (log)	0,128 ***	(0,022)		
Taux d'évolution annuelle	0,181 ***	(0,031)		
Ancienneté	-0,017 **	(0,007)		
Ancienneté au carré/100	0,057 *	(0,033)		
Secteur public	0,162 ***	(0,028)		
CDD	-0,284 ***	(0,082)	0,094 ***	(0,030)
Autre	-0,514 ***	(0,138)	-0,088 ns	(0,057)
CDI	0,035 ns	(0,069)		
Formation	0,217 ***	(0,047)	0,100 ***	(0,022)
Cadres supérieurs et dirigeants	0,560 ***	(0,069)		
Professions intellectuelles	0,511 ***	(0,048)		
Professions intermédiaires	0,322 ***	(0,041)		
Employés de type administratif	0,177 ***	(0,041)		
Personnel des services et vendeurs	0,257 ***	(0,037)		
Agriculteurs et pêcheurs	0,110 ns	(0,080)		
Artisans	0,187 ***	(0,034)		
Ouvriers d'assemblage, conducteurs	0,065 *	(0,039)		
Ouvrier non qualifié	réf.			
1995	0,169 ***	(0,031)		
1996	0,105 ***	(0,030)		
1997	-0,036 ns	(0,030)		
1998	0,044 ns	(0,029)		
1999	0,030 ns	(0,028)		
2000 (réf. : 2001)	0,016 ns	(0,028)		
$\theta_1$	-4,577 ***	(1,217)		
$\theta_2$	-3,228 ***	(1,217)		
$\theta_3$	-2,372 *	(1,217)		
$\theta_4$	-1,582 ns	(1,216)		
$\theta_5$	-0,882 ns	(1,216)		
Nombre d'observations : 22 000 ; Individus : 6 278 ; -2 Res Log Pseudo-Likelihood : 288771,8.				
Notes : ***=significatif à 1 % ; **=significatif à 5 % ; *=significatif à 10 % ; ns=non significatif, écart-type entre parenthèses ; nd : non disponible pour ce pays ; ref. : modalité de référence (elle n'est pas précisée pour les variables invariantes au cours du temps. L'individu de référence est un homme, né dans le pays étudié, qui n'a pas atteint le niveau du baccalauréat). Lorsque la prise en compte de l'effet de la moyenne et de la variable centrée est recommandée, les effets sont sur deux colonnes.				
Source : Eurostat, ECHP, vagues 2 à 8.				

Tableau 5 (partie 5)

	Finlande			
	Variable ou moyenne individuelle si nécessaire		Déviation par rapport à la moyenne individuelle si nécessaire	
Femmes	0,045 ns	(0,044)		
Né à l'étranger	-0,002 ns	(0,142)		
Baccalauréat	-0,169 ***	(0,048)		
Diplômé du supérieur	-0,262 ***	(0,056)		
Couple	0,021 ns	(0,046)		
Nombre d'enfants	0,035 *	(0,018)		
Mauvaise santé	-0,476 ***	(0,036)	-0,168 ***	(0,027)
Expérience antérieure du chômage	-0,138 ***	(0,049)		
Âge	-0,026 *	(0,015)		
Âge au carré/100	0,056 ***	(0,018)		
Nombre d'heures de travail (log)	-2,071 **	(0,864)		
Nombre d'heures au carré (log)/100	0,332 ***	(0,121)		
Salaire (log)	0,043 ns	(0,035)		
Taux d'évolution annuelle	0,153 ***	(0,058)		
Ancienneté	-0,064 ***	(0,013)		
Ancienneté au carré/100	0,239 ***	(0,060)		
Secteur public	0,076 ns	(0,048)	-0,130 *	(0,070)
CDD	0,025 ns	(0,057)		
Autre	-0,195 ns	(0,144)		
CDI	réf.			
Formation	0,202 ***	(0,037)		
Cadres supérieurs et dirigeants	0,296 ***	(0,102)		
Professions intellectuelles	0,227 **	(0,092)		
Professions intermédiaires	0,164 *	(0,086)		
Employés de type administratif	0,080 ns	(0,092)		
Personnel des services et vendeurs	0,117 ns	(0,090)		
Agriculteurs et pêcheurs	-0,321 ns	(0,203)		
Artisans	-0,091 ns	(0,092)		
Ouvriers d'assemblage, conducteurs	-0,155 ns	(0,101)		
Ouvrier non qualifié	réf.			
1995	nd			
1996	nd			
1997	0,243 ***	(0,040)		
1998	0,216 ***	(0,039)		
1999	0,147 ***	(0,038)		
2000 (réf. : 2001)	0,049 ns	(0,038)		
$\theta_1$	2,163 ns	(1,550)		
$\theta_2$	4,011 ***	(1,550)		
$\theta_3$	5,328 ***	(1,550)		
$\theta_4$	6,294 ***	(1,550)		
$\theta_5$	7,142 ***	(1,551)		
Nombre d'observations : 10 815 ; Individus : 3 618 ; -2 Res Log Pseudo-Likelihood : 249591.				
Notes : ***=significatif à 1 % ; **=significatif à 5 % ; *=significatif à 10 % ; ns=non significatif; écart-type entre parenthèses ; nd : non disponible pour ce pays ; ref. : modalité de référence (elle n'est pas précisée pour les variables invariantes au cours du temps. L'individu de référence est un homme, né dans le pays étudié, qui n'a pas atteint le niveau du baccalauréat). Lorsque la prise en compte de l'effet de la moyenne et de la variable centrée est recommandée, les effets sont sur deux colonnes.				
Source : Eurostat, ECHP, vagues 2 à 8.				

Tableau 5 (partie 6)

	France			
	Variable ou moyenne individuelle si nécessaire		Déviation par rapport à la moyenne individuelle si nécessaire	
Femmes	0,105 ***	(0,034)		
Né à l'étranger	-0,101 *	(0,055)		
Baccalauréat	-0,089 ***	(0,027)		
Diplômé du supérieur	-0,069 *	(0,042)		
Couple	-0,006 ns	(0,033)		
Nombre d'enfants	-0,001 ns	(0,013)		
Mauvaise santé	-0,532 ***	(0,027)	-0,272 ***	(0,015)
Expérience antérieure du chômage	-0,167 ***	(0,042)	-0,332 ***	(0,069)
Âge	-0,036 ***	(0,012)		
Âge au carré/100	0,049 ***	(0,014)		
Nombre d'heures de travail (log)	-1,193 ns	(0,882)	1,843 **	(0,739)
Nombre d'heures au carré (log)/100	0,167 ns	(0,127)	-0,249 **	(0,106)
Salaire (log)	0,201 ***	(0,031)		
Taux d'évolution annuelle	0,167 ***	(0,040)		
Ancienneté	-0,034 ***	(0,008)		
Ancienneté au carré/100	0,117 ***	(0,034)		
Secteur public	0,294 ***	(0,032)		
CDD	-0,405 ***	(0,153)	-0,149 ns	(0,093)
Autre				
CDI	-0,144 ns	(0,115)	-0,153 **	(0,073)
Formation	nd			
Cadres supérieurs et dirigeants	0,164 ns	(0,118)	0,051 ns	(0,140)
Professions intellectuelles	0,269 **	(0,108)	-0,103 ns	(0,133)
Professions intermédiaires	0,107 ns	(0,100)	0,026 ns	(0,106)
Employés de type administratif	-0,042 ns	(0,103)	-0,220 *	(0,113)
Personnel des services et vendeurs	-0,040 ns	(0,106)	-0,323 ***	(0,119)
Agriculteurs et pêcheurs	0,126 ns	(0,172)	0,351 ns	(0,258)
Artisans	0,066 ns	(0,103)	-0,331 ***	(0,117)
Ouvriers d'assemblage, conducteurs	-0,122 ns	(0,105)	-0,262 **	(0,116)
Ouvrier non qualifié	-0,229 **	(0,113)	-0,467 ***	(0,128)
1995	0,208 ***	(0,035)		
1996	0,164 ***	(0,034)		
1997	0,141 ***	(0,034)		
1998	0,114 ***	(0,034)		
1999	0,021 ns	(0,032)		
2000 (réf. : 2001)	0,040 ns	(0,032)		
$\theta_1$	0,224 ns	(1,543)		
$\theta_2$	2,276 ns	(1,543)		
$\theta_3$	3,618 **	(1,543)		
$\theta_4$	4,436 ***	(1,543)		
$\theta_5$	4,975 ***	(1,543)		
Nombre d'observations : 23 197 ; Individus : 5 959 ; -2 Res Log Pseudo-Likelihood : 429016.				
Notes : ***=significatif à 1 % ; **=significatif à 5 % ; *=significatif à 10 % ; ns=non significatif ; écart-type entre parenthèses ; nd : non disponible pour ce pays ; ref. : modalité de référence (elle n'est pas précisée pour les variables invariantes au cours du temps. L'individu de référence est un homme, né dans le pays étudié, qui n'a pas atteint le niveau du baccalauréat). Lorsque la prise en compte de l'effet de la moyenne et de la variable centrée est recommandée, les effets sont sur deux colonnes.				
Source : Eurostat, ECHP, vagues 2 à 8.				

Tableau 5 (partie 7)

	Grèce			
	Variable ou moyenne individuelle si nécessaire		Déviation par rapport à la moyenne individuelle si nécessaire	
Femmes	0,092 **	(0,039)		
Né à l'étranger	0,049 ns	(0,077)		
Baccalauréat	0,119 ***	(0,040)		
Diplômé du supérieur	0,219 ***	(0,053)		
Couple	0,115 **	(0,050)		
Nombre d'enfants	-0,002 ns	(0,018)		
Mauvaise santé	-0,100 **	(0,042)		
Expérience antérieure du chômage	-0,062 *	(0,037)		
Âge	-0,017 ns	(0,012)		
Âge au carré/100	0,022 ns	(0,015)		
Nombre d'heures de travail (log)	-0,351 ns	(0,829)		
Nombre d'heures au carré (log)/100	0,078 ns	(0,115)		
Salaire (log)	0,328 ***	(0,034)		
Taux d'évolution annuelle	0,131 ***	(0,046)		
Ancienneté	-0,004 ns	(0,010)		
Ancienneté au carré/100	0,037 ns	(0,044)		
Secteur public	0,448 ***	(0,050)	0,275 ***	(0,061)
CDD	-0,499 *	(0,285)	-0,570 **	(0,250)
Autre	-1,261 ***	(0,274)	-0,587 **	(0,247)
CDI	0,055 ns	(0,259)	-0,269 ns	(0,245)
Formation	0,082 **	(0,037)		
Cadres supérieurs et dirigeants	0,223 ns	(0,173)	0,288 ns	(0,188)
Professions intellectuelles	0,354 ***	(0,130)	0,209 ns	(0,167)
Professions intermédiaires	0,059 ns	(0,140)	0,118 ns	(0,162)
Employés de type administratif	-0,015 ns	(0,129)	0,082 ns	(0,157)
Personnel des services et vendeurs	-0,208 ns	(0,134)	0,019 ns	(0,162)
Agriculteurs et pêcheurs	-0,553 **	(0,223)	0,344 ns	(0,238)
Artisans	-0,301 **	(0,132)	0,010 ns	(0,157)
Ouvriers d'assemblage, conducteurs	-0,312 **	(0,138)	-0,102 ns	(0,167)
Ouvrier non qualifié	-0,559 ***	(0,143)	-0,070 ns	(0,166)
1995	nd			
1996	-0,076 *	(0,039)		
1997	-0,104 ***	(0,038)		
1998	0,077 **	(0,038)		
1999	0,025 ns	(0,038)		
2000 (réf. : 2001)	0,078 **	(0,036)		
$\theta_1$	-4,487 ***	(1,547)		
$\theta_2$	-3,184 **	(1,547)		
$\theta_3$	-1,942 ns	(1,547)		
$\theta_4$	-0,647 ns	(1,547)		
$\theta_5$	0,360 ns	(1,547)		
Nombre d'observations : 11 146 ; Individus : 3 182 ; -2 Res Log Pseudo-Likelihood : 209266,9.				
Notes : ***=significatif à 1 % ; **=significatif à 5 % ; *=significatif à 10 % ; ns=non significatif ; écart-type entre parenthèses ; nd : non disponible pour ce pays ; ref. : modalité de référence (elle n'est pas précisée pour les variables invariantes au cours du temps. L'individu de référence est un homme, né dans le pays étudié, qui n'a pas atteint le niveau du baccalauréat). Lorsque la prise en compte de l'effet de la moyenne et de la variable centrée est recommandée, les effets sont sur deux colonnes.				
Source : Eurostat, ECHP, vagues 2 à 8.				

Tableau 5 (partie 8)

	Irlande			
	Variable ou moyenne individuelle si nécessaire		Déviation par rapport à la moyenne individuelle si nécessaire	
Femmes	0,160 ***	(0,046)		
Né à l'étranger	-0,132 ns	(0,091)		
Baccalauréat	-0,033 ns	(0,042)		
Diplômé du supérieur	-0,044 ns	(0,057)		
Couple	0,042 ns	(0,045)		
Nombre d'enfants	0,006 ns	(0,015)		
Mauvaise santé	-0,440 ***	(0,041)	-0,176 ***	(0,025)
Expérience antérieure du chômage	-0,361 ***	(0,059)	-0,186 ***	(0,066)
Âge	-0,028 **	(0,011)		
Âge au carré/100	0,053 ***	(0,014)		
Nombre d'heures de travail (log)	1,273 *	(0,748)		
Nombre d'heures au carré (log)/100	-0185 *	(0,106)		
Salaire (log)	0,187 ***	(0,046)		
Taux d'évolution annuelle	0,199 ***	(0,048)		
Ancienneté	-0,022 **	(0,011)		
Ancienneté au carré/100	0,026 ns	(0,051)		
Secteur public	0,163 ***	(0,043)		
CDD	-0,193 ***	(0,072)		
Autre	-0,305 ***	(0,055)		
CDI	réf.			
Formation	-0,318 ***	(0,062)	0,024 ns	(0,036)
Cadres supérieurs et dirigeants	0,156 **	(0,079)		
Professions intellectuelles	0,194 **	(0,075)		
Professions intermédiaires	0,145 **	(0,071)		
Employés de type administratif	0,084 ns	(0,068)		
Personnel des services et vendeurs	0,143 **	(0,065)		
Agriculteurs et pêcheurs	0,064 ns	(0,169)		
Artisans	0,214 ***	(0,070)		
Ouvriers d'assemblage, conducteurs	0,007 ns	(0,062)		
Ouvrier non qualifié	réf.			
1995	0,095 *	(0,051)		
1996	0,059 ns	(0,050)		
1997	-0,041 ns	(0,049)		
1998	0,025 ns	(0,047)		
1999	-0,020 ns	(0,047)		
2000 (réf. : 2001)	-0,040 ns	(0,048)		
$\theta_1$	-4,130 ***	(1,338)		
$\theta_2$	-2,849 **	(1,338)		
$\theta_3$	-1,766 ns	(1,338)		
$\theta_4$	-0,927 ns	(1,338)		
$\theta_5$	-0,301 ns	(1,338)		
Nombre d'observations : 10 459 ; Individus : 3 329 ; -2 Res Log Pseudo-Likelihood : 161883,7.				
Notes : ***=significatif à 1 % ; **=significatif à 5 % ; *=significatif à 10 % ; ns=non significatif ; écart-type entre parenthèses ; nd : non disponible pour ce pays ; réf. : modalité de référence (elle n'est pas précisée pour les variables invariantes au cours du temps. L'individu de référence est un homme, né dans le pays étudié, qui n'a pas atteint le niveau du baccalauréat). Lorsque la prise en compte de l'effet de la moyenne et de la variable centrée est recommandée, les effets sont sur deux colonnes.				
Source : Eurostat, ECHP, vagues 2 à 8.				

Tableau 5 (partie 9)

	Italie			
	Variable ou moyenne individuelle si nécessaire		Déviation par rapport à la moyenne individuelle si nécessaire	
Femmes	0,106 ***	(0,030)		
Né à l'étranger	-0,180 **	(0,091)		
Baccalauréat	-0,013 ns	(0,028)		
Diplômé du supérieur	-0,015 ns	(0,054)		
Couple	0,022 ns	(0,026)		
Nombre d'enfants	-0,020 ns	(0,018)	0,001 ns	(0,014)
Mauvaise santé	-0,454 ***	(0,027)	-0,183 ***	(0,014)
Expérience antérieure du chômage	-0,142 ***	(0,038)	-0,249 ***	(0,045)
Âge	-0,043 ***	(0,009)		
Âge au carré/100	0,056 ***	(0,011)		
Nombre d'heures de travail (log)	-2,952 ***	(0,695)		
Nombre d'heures au carré (log)/100	0,445 ***	(0,100)		
Salaire (log)	0,316 ***	(0,027)		
Taux d'évolution annuelle	0,190 ***	(0,038)		
Ancienneté	-0,012 *	(0,007)		
Ancienneté au carré/100	0,033 ns	(0,032)		
Secteur public	0,201 ***	(0,028)		
CDD	0,085 ns	(0,155)	0,023 ns	(0,079)
Autre	-1,072 ***	(0,174)	-0,017 ns	(0,086)
CDI	0,341 ***	(0,104)	0,129 *	(0,071)
Formation	0,521 ***	(0,058)	0,175 ***	(0,025)
Cadres supérieurs et dirigeants	0,346 **	(0,149)	0,128 ns	(0,116)
Professions intellectuelles	0,204 *	(0,106)	0,029 ns	(0,094)
Professions intermédiaires	0,163 *	(0,098)	0,060 ns	(0,085)
Employés de type administratif	-0,164 *	(0,091)	0,035 ns	(0,082)
Personnel des services et vendeurs	-0,101 ns	(0,104)	-0,046 ns	(0,081)
Agriculteurs et pêcheurs	-0,102 ns	(0,180)	-0,421 ***	(0,120)
Artisans	-0,294 ***	(0,094)	-0,243 ***	(0,083)
Ouvriers d'assemblage, conducteurs	-0,288 ***	(0,106)	-0,227 ***	(0,087)
Ouvrier non qualifié	-0,572 ***	(0,102)	-0,319 ***	(0,083)
1995	0,109 ***	(0,030)		
1996	0,147 ***	(0,029)		
1997	0,071 **	(0,029)		
1998	0,184 ***	(0,028)		
1999	0,155 ***	(0,028)		
2000 (réf. : 2001)	0,002 ns	(0,027)		
θ <sub>1</sub>	1,564 ns	(1,236)		
θ <sub>2</sub>	2,869 **	(1,236)		
θ <sub>3</sub>	4,007 ***	(1,236)		
θ <sub>4</sub>	5,035 ***	(1,236)		
θ <sub>5</sub>	5,907 ***	(1,236)		
Nombre d'observations : 26 044 ; Individus : 6 553 ; -2 Res Log Pseudo-Likelihood : 484613,9.				
Notes : ***=significatif à 1 % ; **=significatif à 5 % ; *=significatif à 10 % ; ns=non significatif ; écart-type entre parenthèses ; nd : non disponible pour ce pays ; ref. : modalité de référence (elle n'est pas précisée pour les variables invariantes au cours du temps. L'individu de référence est un homme, né dans le pays étudié, qui n'a pas atteint le niveau du baccalauréat). Lorsque la prise en compte de l'effet de la moyenne et de la variable centrée est recommandée, les effets sont sur deux colonnes.				
Source : Eurostat, ECHP, vagues 2 à 8.				



Tableau 5 (partie 10)

	Pays-Bas			
	Variable ou moyenne individuelle si nécessaire		Déviation par rapport à la moyenne individuelle si nécessaire	
Femmes	-0,043 ns	(0,033)		
Né à l'étranger	nd			
Baccalauréat	-0,002 ns	(0,034)		
Diplômé du supérieur	-0,065 *	(0,039)		
Couple	0,129 ***	(0,025)		
Nombre d'enfants	-0,032 *	(0,017)	-0,007 ns	(0,014)
Mauvaise santé	-0,487 ***	(0,028)	-0,213 ***	(0,018)
Expérience antérieure du chômage	-0,083 **	(0,032)		
Âge	-0,047 ***	(0,010)		
Âge au carré/100	0,065 ***	(0,012)		
Nombre d'heures de travail (log)	-0,124 ns	(0,583)		
Nombre d'heures au carré (log)/100	-0,007 ns	(0,084)		
Salaire (log)	0,020 ns	(0,027)		
Taux d'évolution annuelle	0,048 ns	(0,045)		
Ancienneté	-0,024 ***	(0,007)		
Ancienneté au carré/100	0,088 ***	(0,034)		
Secteur public	0,065 **	(0,027)		
CDD	-0,180 ***	(0,066)		
Autre	0,018 ns	(0,044)		
CDI	réf.			
Formation	0,035 ns	(0,040)	0,136 ***	(0,023)
Cadres supérieurs et dirigeants	0,026 ns	(0,060)		
Professions intellectuelles	-0,063 ns	(0,058)		
Professions intermédiaires	-0,004 ns	(0,056)		
Employés de type administratif	-0,073 ns	(0,058)		
Personnel des services et vendeurs	-0,005 ns	(0,060)		
Agriculteurs et pêcheurs	0,051 ns	(0,109)		
Artisans	-0,022 ns	(0,062)		
Ouvriers d'assemblage, conducteurs	0,113 *	(0,064)		
Ouvrier non qualifié	réf.			
1995	0,159 ***	(0,043)		
1996	0,172 ***	(0,041)		
1997	0,094 **	(0,040)		
1998	0,016 ns	(0,031)		
1999	-0,014 ns	(0,030)		
2000 (réf. : 2001)	-0,041 ns	(0,029)		
$\theta_1$	0,788 ns	(1,022)		
$\theta_2$	2,659 ***	(1,023)		
$\theta_3$	3,912 ***	(1,023)		
$\theta_4$	4,756 ***	(1,023)		
$\theta_5$	5,411 ***	(1,024)		
Nombre d'observations : 22 783 ; Individus : 5 910 ; -2 Res Log Pseudo-Likelihood : 592624,9.				
Notes : ***=significatif à 1 % ; **=significatif à 5 % ; *=significatif à 10 % ; ns=non significatif ; écart-type entre parenthèses ; nd : non disponible pour ce pays ; ref. : modalité de référence (elle n'est pas précisée pour les variables invariantes au cours du temps. L'individu de référence est un homme, né dans le pays étudié, qui n'a pas atteint le niveau du baccalauréat). Lorsque la prise en compte de l'effet de la moyenne et de la variable centrée est recommandée, les effets sont sur deux colonnes.				
Source : Eurostat, ECHP, vagues 2 à 8.				

Tableau 5 (partie 11)

	Portugal			
	Variable ou moyenne individuelle si nécessaire		Déviation par rapport à la moyenne individuelle si nécessaire	
Femmes	-0,078 **	(0,034)		
Né à l'étranger	-0,073 ns	(0,087)		
Baccalauréat	0,030 ns	(0,040)		
Diplômé du supérieur	0,278 ***	(0,067)		
Couple	0,824 **	(0,420)	-0,300 ns	(0,218)
Nombre d'enfants	0,033 ***	(0,012)		
Mauvaise santé	-0,242 ***	(0,033)	-0,076 ***	(0,018)
Expérience antérieure du chômage	-0,044 ns	(0,034)		
Âge	-0,018 **	(0,007)		
Âge au carré/100	0,027 ***	(0,009)		
Nombre d'heures de travail (log)	1,162 *	(0,612)		
Nombre d'heures au carré (log)/100	-0,134 ns	(0,084)		
Salaire (log)	0,239 ***	(0,026)		
Taux d'évolution annuelle	0,288 ***	(0,041)		
Ancienneté	-0,006 ns	(0,008)		
Ancienneté au carré/100	-0,011 ns	(0,033)		
Secteur public	0,434 ***	(0,049)	0,157 ***	(0,043)
CDD	-0,017 ns	(0,143)	-0,051 ns	(0,061)
Autre	-0,120 ns	(0,148)	-0,225 ***	(0,065)
CDI	0,442 ***	(0,109)	0,100 **	(0,050)
Formation	0,088 ns	(0,070)	0,228 ***	(0,035)
Cadres supérieurs et dirigeants	0,197 ns	(0,192)	0,240 *	(0,141)
Professions intellectuelles	-0,072 ns	(0,149)	0,201 ns	(0,123)
Professions intermédiaires	0,268 **	(0,134)	-0,040 ns	(0,110)
Employés de type administratif	-0,018 ns	(0,130)	-0,054 ns	(0,110)
Personnel des services et vendeurs	0,056 ns	(0,129)	-0,012 ns	(0,106)
Agriculteurs et pêcheurs	-0,216 ns	(0,146)	-0,107 ns	(0,130)
Artisans	-0,268 **	(0,125)	-0,050 ns	(0,106)
Ouvriers d'assemblage, conducteurs	-0,243 *	(0,132)	0,032 ns	(0,110)
Ouvrier non qualifié	-0,361 ***	(0,130)	-0,154 ns	(0,106)
1995	-0,033 ns	(0,033)		
1996	-0,123 ***	(0,031)		
1997	-0,171 ***	(0,030)		
1998	0,005 ns	(0,029)		
1999	0,005 ns	(0,028)		
2000 (réf. : 2001)	0,021 ns	(0,029)		
$\theta_1$	-7,236 ***	(1,214)		
$\theta_2$	-5,728 ***	(1,214)		
$\theta_3$	-3,593 ***	(1,214)		
$\theta_4$	-2,410 **	(1,214)		
$\theta_5$	-1,488 ns	(1,214)		
Nombre d'observations : 24544 ; Individus : 5 906; -2 Res Log Pseudo-Likelihood : 923292,8.				
Notes : ***=significatif à 1 % ; **=significatif à 5 % ; *=significatif à 10 % ; ns=non significatif ; écart-type entre parenthèses ; nd : non disponible pour ce pays ; ref. : modalité de référence (elle n'est pas précisée pour les variables invariantes au cours du temps. L'individu de référence est un homme, né dans le pays étudié, qui n'a pas atteint le niveau du baccalauréat). Lorsque la prise en compte de l'effet de la moyenne et de la variable centrée est recommandée, les effets sont sur deux colonnes.				
Source : Eurostat, ECHP, vagues 2 à 8.				

Tableau 5 (partie 12)

	Royaume-Uni				
	Variable ou moyenne individuelle si nécessaire			Déviation par rapport à la moyenne individuelle si nécessaire	
Femmes	0,222 ***	(0,041)			
Né à l'étranger	-0,349 ns	(0,298)			
Baccalauréat	-0,121 ***	(0,036)			
Diplômé du supérieur	-0,123 ***	(0,033)			
Couple	0,022 ns	(0,036)			
Nombre d'enfants	0,082 ***	(0,021)	0,000 ns	(0,023)	
Mauvaise santé	-0,312 ***	(0,028)	-0,093 ***	(0,015)	
Expérience antérieure du chômage	0,089 ns	(0,092)	-0,184 ***	(0,066)	
Âge	-0,029 ***	(0,009)			
Âge au carré/100	0,056 ***	(0,012)			
Nombre d'heures de travail (log)	-1,525 ***	(0,574)			
Nombre d'heures au carré (log)/100	0,180 **	(0,081)			
Salaire (log)	-0,070 **	(0,029)			
Taux d'évolution annuelle	0,415 ***	(0,087)	0,153 ***	(0,044)	
Ancienneté	-0,099 ***	(0,008)			
Ancienneté au carré/100	0,393 ***	(0,046)			
Secteur public	0,033 ns	(0,035)			
CDD	-0,612 ns	(0,390)	-0,352 ns	(0,321)	
Autre	-0,583 ns	(0,454)	-0,459 ns	(0,327)	
CDI	0,209 ns	(0,334)	-0,113 ns	(0,314)	
Formation	nd				
Cadres supérieurs et dirigeants	-0,071 ns	(0,203)	0,010 ns	(0,156)	
Professions intellectuelles	-0,363 *	(0,205)	0,051 ns	(0,154)	
Professions intermédiaires	-0,332 ns	(0,204)	-0,012 ns	(0,157)	
Employés de type administratif	-0,516 **	(0,202)	-0,025 ns	(0,157)	
Personnel des services et vendeurs	-0,064 ns	(0,202)	-0,087 ns	(0,160)	
Agriculteurs et pêcheurs	0,286 ns	(0,321)	-0,606 **	(0,254)	
Artisans	-0,206 ns	(0,206)	0,062 ns	(0,162)	
Ouvriers d'assemblage, conducteurs	-0,538 **	(0,211)	-0,104 ns	(0,163)	
Ouvrier non qualifié	-0,277 ns	(0,214)	-0,238 ns	(0,164)	
1995	0,114 ***	(0,035)			
1996	0,110 ***	(0,034)			
1997	0,153 ***	(0,033)			
1998	0,043 ns	(0,032)			
1999	-0,002 ns	(0,034)			
2000 (réf. : 2001)	-0,081 **	(0,033)			
$\theta_1$	3,238 ***	(1,073)			
$\theta_2$	5,173 ***	(1,073)			
$\theta_3$	6,113 ***	(1,073)			
$\theta_4$	6,559 ***	(1,073)			
$\theta_5$	7,291 ***	(1,074)			
Nombre d'observations : 18847 ; Individus : 4 490 ; -2 Res Log Pseudo-Likelihood : 3199680,9.					
Notes : ***=significatif à 1 % ; **=significatif à 5 % ; *=significatif à 10 % ; ns=non significatif ; écart-type entre parenthèses ; nd : non disponible pour ce pays ; ref. : modalité de référence (elle n'est pas précisée pour les variables invariantes au cours du temps. L'individu de référence est un homme, né dans le pays étudié, qui n'a pas atteint le niveau du baccalauréat). Lorsque la prise en compte de l'effet de la moyenne et de la variable centrée est recommandée, les effets sont sur deux colonnes.					
Source : Eurostat, ECHP, vagues 2 à 8.					

## 4. Analyse complémentaire

**Tableau 6**  
**Impact du genre sur la satisfaction au travail**  
**(avec les mêmes variables de contrôle que dans les tableaux 5)**

Satisfaction à l'égard de...	Salaire	Sécurité	Type de travail	Nbre d'heures de travail	Horaires	Conditions de travail	En général
Autriche	+	+			-		+
Belgique	+		+			+	+
Danemark				-			
Espagne	+	+		-	-	+	
Finlande					-		
France	+	+		-	-		+
Grèce	+	+	+			+	+
Irlande	+	+	+	+	+	+	+
Italie	+	+	+			+	+
Pays-Bas	+		+	-			
Portugal	-			-			-
Royaume-Uni	+	+	+		nd	nd	+

*Lecture* : le signe + signifie que les femmes sont plus satisfaites que les hommes toutes choses égales par ailleurs ; le signe - qu'elles sont moins satisfaites, un blanc quand l'effet n'est pas significatif. Nd : non disponible. *Source* : ECHP.

**Tableau 7**  
**Impact du salaire sur la satisfaction au travail**  
**(avec les mêmes variables de contrôle que dans les tableaux 5)**

Satisfaction à l'égard de...	Salaire	Sécurité	Type de travail	Nbre d'heures de travail	Horaires	Conditions de travail	Distance	En général
Autriche	+	+	+	+	+		-	+
Belgique	+	+		+	+			+
Danemark	+						-	
Espagne	+	+	+	+	+	+		+
Finlande	+		-		-	-		
France	+	+	+	+		+	-	+
Grèce	+	+	+	+	+	+		+
Irlande	+	+	+	+				+
Italie	+	+	+	+	+	+		+
Pays-Bas	+					-	-	
Portugal	+	+	+	+	+	+	-	+
Royaume-Uni		-	-	-	nd	nd	nd	-

*Lecture* : le signe + signifie que le salaire augmente la satisfaction au travail toutes choses égales par ailleurs ; le signe - signifie que les travailleurs à bas salaires sont plus satisfaits, un blanc signifie que l'effet du salaire n'est pas significatif. Nd : non disponible. *Source* : ECHP

**Tableau 8**  
**Impact du nombre d'heures de travail sur la satisfaction**  
**(avec les mêmes variables de contrôle que dans les tableaux 5)**

Satisfaction à l'égard de...	Salaire	Sécurité	Type de travail	Nbre d'heures de travail	Horaires	Conditions de travail	Distance	Globalement
Autriche	U	∩	+	∩	∩			
Belgique	U	U	U	∩	∩			U
Danemark			U	∩	∩			
Espagne	∩		∩	∩	∩	U		∩
Finlande	∩			∩	∩			
France	∩	∩	∩	∩	∩	∩	U	∩
Grèce	∩		U	∩	∩		U	
Irlande		∩		∩	∩		U	
Italie	∩	U		∩	∩	U	U	U
Pays-Bas	U	U	∩	∩	∩	U		
Portugal	∩		U	∩	∩	U	U	∩
Royaume-Uni	U	U	U	∩	nd	nd	nd	-

*Lecture* : U signifie que la satisfaction est une fonction convexe du nombre d'heures. ∩ signifie que la satisfaction est une fonction concave du nombre d'heures. Nd : non disponible. *Source* : ECHP.

## DERNIERS NUMÉROS PARUS :

téléchargeables à partir du site <http://www.cee-recherche.fr>

**N° 75** *Les pratiques de gestion du travail et de l'emploi en France et leurs conséquences sur les salariés*

SÉVERINE LEMIERE, CORINNE PERRAUDIN, HÉLOÏSE PETIT

**décembre 2006**

**N° 74** *Déterminants professionnels et familiaux : une analyse des transitions d'activité*

CELINE MARC

**novembre 2006**

**N° 73** *Conditions de travail et santé au travail des salariés de l'Union européenne : des situations contrastées selon les formes d'organisation*

ANTOINE VALEYRE

**novembre 2006**

**N° 72** *Le profilage : outil statistique et/ou mode de coordination ?*

NATHALIE GEORGES

**novembre 2006**

**N° 71** *La formation comme politique d'activation des chômeurs : analyse des réseaux locaux de mise en œuvre dans le cas suisse*

OLIVIER GIRAUD

**octobre 2006**

**N° 70** *Combinaison d'activités professionnelles et multifonctionnalité de l'agriculture : une résurgence de la dimension territoriale ?*

CATHERINE LAURENT, MARIE-FRANÇOISE MOURIAUX, PATRICK MUNDLER

**octobre 2006**

**N° 69** *La perception subjective du travail : rôle des identités de genre et des conditions d'emploi (quelques éléments d'analyse statistique)*

MICHEL GOLLAC, SERGE VOLKOFF

**octobre 2006**

**N° 68** *Le chômage partiel : quelles tendances ?*

OANA CALAVREZO, RICHARD DUHAUTOIS, EMMANUELLE WALKOWIAK

**septembre 2006**

**N° 67** *Subjective Evaluation of Performance through Individual Interview: Theory and Empirical Evidence from France*

MARC-ARTHUR DIAYE, NATHALIE GREENAN, MICHAL W. URDANIVIA

**septembre 2006**

**N° 66** *Monitoring Employment Quality in Europe: European Employment Strategy Indicators and Beyond*

LUCIE DAVOINE, CHRISTINE ERHEL

**juillet 2006**