

DOCUMENT DE TRAVAIL

LES DÉTERMINANTS PROFESSIONNELS
ET FAMILIAUX : UNE ANALYSE
DES TRANSITIONS D'ACTIVITÉ

CÉLINE MARC

N° 74

novembre 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
<http://www.cee-recherche.fr>

Déterminants professionnels et familiaux : une analyse des transitions d'activité

CELINE MARC

celine.marc@univ-paris1.fr

CES-Matisse Université Paris 1, Centre d'études de l'emploi

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 74

novembre 2006

ISSN 1629-7997
ISBN 2-11-096195-3

DÉTERMINANTS PROFESSIONNELS ET FAMILIAUX : UNE ANALYSE DES TRANSITIONS D'ACTIVITÉ

Céline Marc

RESUME

À partir des données françaises du panel européen des ménages (ECHP) entre 1994 et 2001, cet article appréhende les facteurs individuels, familiaux et professionnels qui discriminent les transitions d'activité vers le temps partiel, le chômage et l'inactivité par rapport au maintien dans l'emploi à temps plein. Les résultats sont multiples. Au niveau analytique, la prise en compte des composantes de la satisfaction professionnelle, indicateurs de différents aspects de la qualité de l'emploi, améliore la compréhension des comportements de transition d'activité. Au niveau empirique, tout d'abord, les transitions de l'emploi à temps plein vers le chômage et l'inactivité sont influencées par la mauvaise qualité de l'emploi antérieure. Ensuite, il apparaît que la satisfaction salariale n'est pas l'aspect qui discrimine le mieux les transitions entre emploi à temps complet et emploi à temps partiel, chômage ou inactivité. Et enfin, les contraintes familiales et professionnelles pèsent de manière différenciée selon le type de transition et selon le genre, l'influence des variables familiales et des contraintes d'aménagements horaires étant plus marquée pour les femmes. Il faut donc intégrer toutes les dimensions de l'emploi et ne pas se limiter au seul salaire pour appréhender correctement les comportements d'activité.

Mots-clefs : transitions d'activité, déterminants, satisfaction de l'emploi, qualité des emplois, modèle de choix discret.

Codes JEL : J28, J60, J81, C25.

Occupational and Family Determinants: an Analysis of Labour Market Transitions

Abstract

From the French data of the European Community Household Panel (ECHP) between 1994 and 2001, this article examines the individual, family and job determinants of labour market transitions. Among the full time workers, we distinguish three types of transitions according to their destination: part time employment, unemployment and inactivity. The results are multiple. At the analytical level, the taking into account of job satisfactions, indicators of job quality, improves the understanding of the labour market behaviours. At the empirical level, the labour market transitions are influenced by the bad former quality of employment. The wage satisfaction is not the aspect which discriminates best the transitions from full-time employment towards part-time employment, unemployment or inactivity. And finally, the family and occupational constraints are different according to the type of transition and the gender. The influence of the family characteristics and working hours arrangements is essential for the women. Also, it is necessary to integrate all dimensions of job and not to be limited to the only wages to understand correctly the labour market behaviours.

Key words: *Labour Market Transitions, Determinants, Job Satisfaction, Job Quality, Discrete Regression and Qualitative Choice Models.*

INTRODUCTION♦

Les approches micro-économiques de l'offre de travail réduisent le plus souvent l'emploi à deux dimensions : le salaire et le temps de travail. Ce faisant, elles ne permettent pas d'intégrer des déterminants aux comportements d'activité qui résultent de la nature du travail¹. Pourtant, au-delà de ces deux dimensions, de nombreux facteurs qualitatifs de l'emploi constituent certainement des raisons de valoriser ou non le travail. Dans notre analyse des déterminants des transitions d'activité, nous chercherons à intégrer des éléments relevant de la qualité de l'emploi, dont la rémunération n'est qu'une composante. En effet, au sens le plus général, la qualité de l'emploi intègre également les conditions de travail, le statut juridique de l'emploi, et la possibilité d'articuler vie familiale et vie professionnelle (Ralle, 2006). Toutes ces dimensions de l'emploi peuvent contribuer à expliquer les choix d'activité. Par exemple, à horaires et salaires donnés, le temps partiel pour les femmes n'a pas la même valeur s'il est imposé avec des horaires flexibles ou s'il est choisi pour ses horaires qui permettent de mieux articuler vie familiale et vie professionnelle (Milewski et alii, 2005).

Certes, depuis le sommet européen de Lisbonne (2000), parallèlement aux objectifs chiffrés d'accroissement des taux d'emploi, la qualité de l'emploi est présentée comme un objectif général et transversal au sein des lignes directrices de la stratégie européenne pour l'emploi. Des indicateurs ont ainsi été élaborés au Sommet de *Laeken* (décembre 2001) pour mesurer la qualité de l'emploi. Cependant, une des ambiguïtés de l'approche de la qualité de l'emploi au niveau européen repose sur celles de la notion d'emploi elle-même. L'emploi désigne « à la fois un état collectif mesurable », lié à la participation des individus au marché du travail, « et un état individuel des personnes (le statut professionnel conféré par un contrat de travail ou une fonction publique) » (Supiot, 2005, p. 1088). Ainsi, l'emploi recoupe une notion macroéconomique caractérisant l'accès et le fonctionnement du marché du travail et une notion microéconomique, individuelle et juridique. Notre approche de la qualité de l'emploi se focalisera sur cette seconde acception de l'emploi, puisque notre objet consiste à appréhender l'influence de la qualité des emplois sur les transitions individuels d'activité. Même de ce point de vue, nous nous éloignerons quelque peu de la définition européenne de la qualité de l'emploi qui est par trop « tirée du côté de la productivité et de l'attractivité financière des emplois » (Davoine et Erhel, 2006, p. 17).

L'objectif de cet article est d'enrichir la compréhension des transitions d'activité et particulièrement des femmes grâce à la prise en compte de caractéristiques relatives à la qualité des

♦ Je remercie vivement Corinne Perraudin pour son aide et conseils continus sur ce travail ainsi que Séverine Lemièrre, Muriel Pucci et Hélène Zajdela pour leurs lectures avisées. Je reste seule responsable des erreurs et imprécisions pouvant subsister.

¹ Selon la théorie des différences compensatoires, dont l'origine remonte à Adam Smith, il serait redondant d'intégrer la nature des emplois dans l'analyse de l'offre de travail, puisque les écarts de salaires sont censés corriger les différences de pénibilité des emplois. Cette théorie avait déjà fortement été critiquée par J. S. Mill (1848) : « *Les emplois vraiment épuisants et vraiment rebutants, loin d'être mieux rémunérés que les autres, sont souvent les plus mal rémunérés parce qu'ils sont occupés par ceux qui n'ont pas le choix* » (p. 372). De nombreux travaux théoriques ont depuis montré qu'il existe une multitude de facteurs influençant la formation des salaires (asymétrie d'information, discrimination, coûts de transaction, présence de syndicat, etc.). En outre, au niveau empirique, aucune relation croissante n'a pu être mise en évidence entre les salaires et la pénibilité des tâches, ni même avec la difficulté des tâches requises. Pour plus de détails sur la théorie économique de la formation des salaires et son analyse de l'hétérogénéité salariale, on peut se reporter à Cahuc (2001).

emplois. Pour ce faire, nous utiliserons les données françaises du panel européen des ménages (EHP) entre 1994 et 2001. Cette source présente l'avantage de compléter la représentation traditionnelle des situations d'emploi (salaire et heures de travail) par un ensemble d'informations caractérisant les diverses dimensions qualitatives de l'emploi occupé. Plus précisément, nous étudierons la cohorte de salariés à temps complet interrogés en 1994, et toujours présents dans l'enquête en 2001, et évaluerons les caractéristiques distinctives de ceux qui vont transiter vers le temps partiel, le chômage ou l'inactivité entre 1995 et 2001 par rapport à ceux qui resteront en emploi à temps complet sur toute la période. Nous chercherons ainsi à cerner les facteurs individuels et familiaux, mais aussi professionnels qui conduisent certaines salariées à temps complet à quitter, volontairement ou non, ce statut pour occuper un emploi à temps partiel, se trouver au chômage, ou renoncer à participer au marché du travail.

L'utilisation de ces données de panel permet d'affiner l'analyse des transitions à deux niveaux. Premièrement, le suivi de la cohorte permet d'appréhender non seulement les caractéristiques individuelles et familiales mais aussi les changements familiaux qui peuvent intervenir sur la période (l'arrivée d'un enfant, une séparation ou une mise en couple). Deuxièmement, le panel EHP comporte sept indicateurs de satisfaction professionnelle susceptibles de rendre compte de la qualité de l'emploi occupé par la personne et ainsi d'enrichir la compréhension des comportements de transition d'activité.

Nous présenterons dans un premier temps une analyse descriptive des transitions d'activité selon les caractéristiques individuelles, familiales et professionnelles des femmes de l'échantillon (section 1). Nous détaillerons dans un deuxième temps les indicateurs de satisfaction professionnelle en discutant des problèmes méthodologiques inhérents à l'utilisation de ces données (section 2). Enfin, nous exposerons brièvement la méthode économétrique appliquée et analyserons les résultats obtenus en vue d'enrichir la compréhension des transitions d'activité (section 3).

1. ANALYSE DESCRIPTIVE DES TRANSITIONS D'ACTIVITÉ

Après avoir défini et caractérisé les transitions d'activité à partir des données françaises du panel européen des ménages (1.1), nous décrirons les caractéristiques principales des transitions d'activité des femmes (1.2), qui semblent être quasiment seules à « choisir » des transitions vers le temps partiel et l'inactivité.

1.1. Définition des transitions d'activité

Le rapport du Cerc sur la sécurité de l'emploi (2005) constate que chaque année entre 1994 et 2002, le taux de transition de l'emploi vers le non emploi est d'environ 8 %. Ces transitions d'activité sont le plus souvent étudiées pour évaluer l'instabilité de l'emploi, l'analyse se concentrant sur l'évolution des flux d'activité entre emploi, chômage et inactivité (L'Horty, 2004). Un autre groupe d'études s'intéresse plus spécifiquement aux comportements de sortie du chômage. Il s'agit d'une part d'études basées sur des modèles structurels issus de la théorie de la prospection d'emploi (*job search*) qui étudient les effets des allocations chômage sur les taux de retour à l'emploi² ; et d'autre part de modèles de durée qui estiment

² La théorie de la prospection d'emploi cherche donc à analyser les relations non triviales entre la durée moyenne du chômage, l'environnement économique et les caractéristiques des chômeurs (cf. Cahuc et Zylberberg, 2003).

la probabilité de sortie du chômage en fonction de caractéristiques individuelles, mais sans prendre en compte l'état d'arrivée (type d'emploi, inactivité, formation...). Dans la même veine, des développements empiriques plus récents ont permis d'expliquer par les caractéristiques individuelles les probabilités de transitions du chômage ou de l'inactivité vers plusieurs états du marché du travail. Ces études se centrent essentiellement sur le chômage ou les difficultés d'accès à l'emploi des jeunes (Bonnal et Fougère, 1990 ; Florens et alii, 1990 ; Cases et Lollivier, 1994 ; Lollivier, 2000). Toutes ces analyses des flux du chômage ou de l'inactivité vers l'emploi ne sont pas adaptées pour rendre compte de l'influence de la qualité de l'emploi sur le choix d'activité, par définition inobservée pour les personnes sans emploi³.

C'est pourquoi, nous nous intéressons ici aux salariés, et non aux chômeurs ou aux inactifs, afin d'évaluer l'influence des caractéristiques des situations d'emploi sur les transitions d'activité. Plus précisément, nous cherchons à détailler les trajectoires d'activité des salariés à temps plein⁴ vers le temps partiel, le chômage et l'inactivité. Ces transitions sont complexes car elles peuvent être le fait du salarié (démission), de l'entreprise (fin de contrat, licenciement), ou encore des deux avec des choix contraints par les caractéristiques de l'emploi, comme le temps partiel « subi ». Nous resterons donc prudente sur le caractère choisi des transitions⁵ même si *a priori* le passage au chômage correspond plutôt à une transition « involontaire » et le passage à l'inactivité à une transition « volontaire ».

Nous utilisons les données du panel européen des ménages (ECHP) de 1994 à 2001. Pour la France, bien que les données collectées connaissent un taux d'attrition faible par rapport aux autres pays (environ 5 % par an), la taille de l'échantillon de ménages répondant est passée de 7 000 à environ 5 000 entre 1994 et 2001⁶. Nous sélectionnons les 2 481 salariés⁷ dont 1 037 femmes à temps complet en 1994, âgés de 20 à 55 ans afin d'analyser leur trajectoire d'activité. La restriction sur l'âge permet de se limiter aux périodes habituelles de vie active.

Parmi ces salariés, quatre types de situations salariales sont identifiés. S'ils restent à temps complet sur toute la période, leur situation est considérée comme stable, même s'ils changent d'emploi, dès lors que l'emploi reste à temps complet. On peut cependant noter que 85 % de ces salariés ont gardé le même emploi sur toute la période. Les transitions sont définies dès qu'il survient un changement de situation du temps complet vers le temps partiel, vers le chômage ou l'inactivité. Les transitions sont identifiées comme un changement définitif de statut d'activité entre 1994 et 2001, ce qui signifie que la trajectoire individuelle suivant une transition hors du temps complet n'est pas prise en compte. Certes, le fait d'intégrer dans une même catégorie des individus qui changent de statut d'activité de manière passagère ou de manière durable est source de biais, car il est probable que leurs caractéristiques soient sensiblement différentes. Mais ce biais est malheureusement inéluctable dans ce type

³ Il faudrait, pour analyser les corrélations entre les caractéristiques qualitatives des emplois attendus et les transitions du non emploi vers l'emploi, pouvoir les estimer et en imputer les valeurs aux personnes sans emploi. Cela supposerait que ces variables soient liées uniquement aux caractéristiques des travailleurs, ce qui est une hypothèse très contestable.

⁴ Malheureusement, la faible taille de l'échantillon d'individus travaillant à temps partiel en 1994 et toujours présents dans l'enquête en 2001 a contraint à se limiter à l'étude de la population travaillant initialement à temps complet.

⁵ Depuis le début des années 80, de nombreuses études montrent, en effet, que les frontières entre emploi, chômage et inactivité sont de plus en plus floues, avec le développement d'un « halo autour du chômage ». Il est presque impossible de catégoriser nettement la population active devant la multiplication de statuts intermédiaires tels que les « chômeurs découragés », les « étudiants chômeurs », le « sous emploi involontaire », etc. (cf. Freyssinet, 1999 et Concialdi, 2001).

⁶ Les problèmes d'attrition sont d'ailleurs la principale raison de la fin de la collecte du Panel européen en 2001 avec la huitième vague d'interrogation des ménages (cf. Ansieau et alii, 2001).

⁷ L'analyse se focalise uniquement sur les salariés. Les travailleurs indépendants en sont donc exclus.

d'analyse car les données sont censurées : nous ne pouvons observer les salariés que pendant les huit années du panel européen⁸.

Tableau 1
Transitions d'activité entre 1994 et 2001

	Stabilité Temps complet	Transition Temps partiel	Transition Chômage	Transition Inactivité	Ensemble
Hommes	83,4 %	6,3 %	8,3 %	1,9 %	100 %
Femmes	65,4 %	20 %	7,8 %	6,8 %	100 %
Total	76 %	11,9 %	8,1 %	4 %	100 %

Source : ECHP, vagues 1 à 8, Eurostat, calcul de l'auteure.

Champ : Ensemble des salariés à temps complet en 1994 et toujours présents dans le panel en 2001.

Les quatre catégories de salariés sont présentées dans le tableau 1. La première catégorie, qui regroupe 76 % des salariés de l'échantillon, représente les salariés qui sont restés à temps complet sur toute la période. Cela concerne 83 % des hommes et 65 % des femmes de notre échantillon. La deuxième catégorie représente les salariés à temps complet en 1994 qui sont passés à temps partiel au cours de la période (12 % des salariés), elle regroupe 20 % des femmes de l'échantillon mais seulement 6,3 % des hommes. Les troisième et quatrième catégories représentent respectivement ceux qui ont vécu une transition vers le chômage (8 %) et vers l'inactivité (4 %). Comme attendu, les transitions ne sont pas neutres en termes de genre. On observe immédiatement que les femmes sont beaucoup moins stables dans l'emploi à temps complet que les hommes. Elles vivent plus souvent des transitions vers le temps partiel et l'inactivité. La transition vers le chômage est la seule qui affecte les hommes et les femmes de notre échantillon dans des proportions relativement similaires.

Tableau 2
Proportion d'hommes et de femmes dans les transitions d'activité entre 1994 et 2001

	Stabilité temps complet	Transition temps partiel	Transition chômage	Transition inactivité	Ensemble
Hommes	64,6 %	31,2 %	60,4 %	29,1 %	58,9 %
Femmes	35,4 %	68,8 %	39,6 %	70,9 %	41,1 %
Total	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %

Source : ECHP, vagues 1 à 8, Eurostat, calcul de l'auteure.

Champ : Ensemble des salariés à temps complet en 1994 et toujours présents dans le panel en 2001.

Les différences en termes de genre se confirment par les proportions d'hommes et de femmes dans les transitions d'activité (tableau 2). Environ 70 % des transitions de l'emploi à temps plein vers le temps partiel ou l'inactivité concernent les femmes. En revanche, environ 60 % des transitions vers le chômage concernent les hommes. L'instabilité du statut d'emploi est

⁸ Pour information, les salariés sortis de l'emploi à temps plein en 1995, sont restés en moyenne 3,2 ans en temps partiel, 3,4 ans au chômage et 2,7 ans en inactivité sur les sept années d'observation.

réaffirmée pour les femmes qui ne représentent que 35,4 % des salariés restant à temps complet sur toute la période.

Au regard de ces statistiques descriptives, les femmes semblent *a priori* les seules à « choisir » des transitions vers le temps partiel et l'inactivité. Dans ce qui suit, nous focaliserons surtout sur l'analyse aux transitions des femmes mais utiliserons toutefois certains résultats obtenus sur les hommes ou sur l'ensemble des salariés afin de mieux illustrer les différentes logiques de transition d'activité selon le sexe.

1.2. Caractéristiques principales des transitions d'activité des femmes

Les données de panel fournissent des informations détaillées chaque année sur les caractéristiques socio-économiques et socio-démographiques des individus. Elles permettent ainsi d'appréhender les changements familiaux et maritaux qui surviennent sur la période (arrivée d'un enfant, séparation, mariage...) et qui ne seraient pas repérables sur données transversales. Nous intégrerons ces informations dans l'analyse en retenant la situation avant la transition pour les femmes dont la trajectoire est instable et la situation moyenne entre 1994 à 2000 pour celles qui restent à temps complet. Nous choisissons en effet de ne pas inclure des variations qui interviendraient en fin de période et dont nous ne pourrions pas apprécier les effets sur le changement de statut d'activité.

En termes de cycle de vie, on perçoit clairement les liens entre les décisions de fécondité et les transitions d'activité des femmes (tableau 3). L'arrivée des jeunes enfants est très fréquente dans la période précédant une transition vers le temps partiel (26 %) ou l'inactivité (59 %), contrairement aux transitions vers le chômage (6 %). Les femmes qui vont subir une transition vers le chômage, étant plus souvent dans des situations précaires, on peut supposer qu'elles reportent les naissances d'enfants. Contrairement aux résultats des études traditionnelles de l'offre de travail, le nombre d'enfants n'influence pas les transitions d'activité. Cela vient du fait que notre champ est constitué de l'ensemble des salariés à temps plein en 1994, et non pas de l'ensemble des personnes en âge de travailler. C'est pourquoi, seule l'arrivée d'un enfant supplémentaire peut influencer les transitions hors du temps complet.

Les femmes salariées qui changent de statut d'activité sur la période, quelle que soit la transition (tableau 3, colonnes 2 à 4), semblent avoir certaines caractéristiques communes. Par rapport aux salariées qui restent à temps complet, elles sont généralement plus jeunes, ont une moindre ancienneté dans l'emploi et des salaires moyens plus faibles. Parallèlement, des différences entre les types de transitions apparaissent. Les transitions vers le chômage et l'inactivité sont marquées par un niveau de qualification plus faible et par des contrats de travail non permanents. En revanche, les femmes qui passent du temps plein au temps partiel travaillent davantage dans le secteur public, avec un contrat à durée indéterminée et ont des niveaux de diplôme relativement élevé. Même si nous ne pouvons distinguer le temps partiel « choisi » du temps partiel « subi »⁹, ces éléments descriptifs, ainsi que la construction même de l'échantillon – impliquant l'accès à l'emploi à temps plein avant une transition – pourraient indiquer qu'une part importante des salariées aurait transité vers un emploi à temps partiel « choisi ». En effet, à partir des enquêtes *Emploi* de 1993 et 1994, Galtier (1999b) a

⁹ Pour plus de la moitié des salariés passant à temps partiel, la variable qui permettrait de connaître les principales raisons du passage au temps partiel n'est pas renseignée. Ce problème lié à la collecte de données est très dommageable car les modalités de cette variable auraient permis de distinguer la réalité des temps partiels choisis et subis ; ce que les enquêtes *Emploi* françaises de l'Insee ne permettent pas. Elles ne renseignent pas réellement sur les raisons du temps partiel, qui peuvent seulement se déduire à partir du souhait ou non de travailler davantage.

montré que les salariés qui choisissent le temps partiel travaillaient précédemment à temps plein, tandis que ceux qui subissent le temps partiel étaient le plus souvent au chômage. Ce constat est confirmé sur des données du panel européen par Bourreau-Dubois et *alii* (2001) qui montrent que « la probabilité d'être en temps partiel subi est bien plus élevée pour les femmes ayant connu au moins six mois de chômage au cours des deux dernières années » (p. 54).

Tableau 3
Statistiques descriptives selon les transitions d'activité des femmes

Variables	Modalités	Stabilité temps complet	Transition temps partiel	Transition chômage	Transition inactivité
Tranche d'âge ¹	Moins de 30 ans	17 %	28 %	30 %	41 %
	De 30 à 49 ans	79 %	65 %	59 %	55 %
	Plus de 49 ans	4 %	7 %	11 %	4 %
Diplôme ¹	Élevé	34 %	33 %	19 %	27 %
	Moyen	41 %	48 %	56 %	42 %
	Faible	25 %	19 %	26 %	31 %
Couple ¹	Vit en couple	72 %	73 %	77 %	85 %
Nombre d'enfants ¹	0	41 %	45 %	58 %	41 %
	1	29 %	30 %	20 %	25 %
	2	24 %	17 %	19 %	28 %
	3	5 %	8 %	4 %	6 %
Ancienneté ¹		9,6 ans	7,2 ans	5,8 ans	6,1 ans
CDI ¹	Oui	96 %	95 %	70 %	77 %
Secteur public ¹	Oui	42 %	39 %	5 %	18 %
Variation couple ²	Stabilité	86 %	96 %	89 %	90 %
	Mise en couple	8 %	1 %	4 %	4 %
	Séparation	6 %	3 %	7 %	6 %
Arrivée d'enfant ²	Oui	11 %	26 %	6 %	59 %
Salaire mensuel brut moyen ³		1 459 euros	1 144 euros	1 171 euros	1 038 euros

Source : ECHP, vagues 1 à 8 de 1994 à 2001, Eurostat.

Champ : Ensemble des femmes salariées à temps complet en 1994 et toujours présentes dans le panel en 2001.

¹ Caractéristiques en 1994

² Caractéristiques avant les transitions pour ceux qui vivent une transition ou entre 1994 et 2000 pour ceux qui restent à temps complet sur toute la période

³ Moyenne des salaires à temps complet avant les transitions ou de 1994 à 2001 pour ceux qui restent stables.

Ainsi, dans notre échantillon, les femmes salariées qui vont vivre des transitions vers le chômage et l'inactivité avaient des contrats de travail plus précaires, étaient moins bien insérées et travaillaient plus souvent dans le secteur privé que les autres femmes.

2. L'APPORT DES SATISFACTIONS PROFESSIONNELLES

Nous introduirons ici les variables de satisfaction dans l'emploi pour mieux appréhender les transitions d'activité. Ces variables fournissent une approximation de la qualité des emplois, dont on a déjà souligné la multiplicité des caractéristiques. Dans un premier temps, nous présenterons les avantages attendus de l'utilisation des satisfactions professionnelles et discuterons des problèmes méthodologiques inhérents à leur utilisation (2.1). Dans un second temps, nous présenterons une analyse descriptive initiale de ces données selon les transitions d'activité (2.2).

2.1. Choix méthodologiques

Comme le souligne C. Afsa (2002), « l'étude de la satisfaction dans l'emploi répond à trois préoccupations. La première est d'introduire cette variable dans des modèles de comportement des individus sur le marché du travail, afin d'en améliorer la capacité descriptive voire prédictive. Seconde préoccupation, utiliser la satisfaction dans l'emploi pour construire un indicateur de qualité de l'emploi, en adoptant une démarche de nature hédonique, qui s'inscrit dans la tradition inaugurée par Court (1939). Plus précisément, l'emploi est considéré comme un bien différencié possédant un ensemble de caractéristiques. La satisfaction exprimée par l'individu indiquerait le « prix » qu'il accorde à son emploi. La régression « hédonique » de ce « prix » sur les caractéristiques de l'emploi permet alors de construire un indice de qualité. Enfin, troisième motivation, étudier la satisfaction dans l'emploi donne l'occasion de débattre du concept économique d'utilité, et de réexaminer la validité des postulats qui l'ont fondé. » (p. 1)

Les deux premières préoccupations sont en partie présentes dans notre analyse. D'une part, nous cherchons à introduire les variables de satisfaction dans l'emploi afin d'améliorer la capacité descriptive et prédictive des comportements des individus sur le marché du travail. D'autre part, dans la tradition hédonique, nous utilisons l'hypothèse que les différentes dimensions de la satisfaction dans l'emploi permettent d'approcher la qualité de l'emploi, laquelle possède un ensemble de caractéristiques. Clark (1998) montre à cet égard, sur 7 000 travailleurs dans les pays de l'OCDE (données provenant de l'*International Social Survey* programme), que parmi six composantes de l'évaluation de la qualité de leur emploi, « le salaire est considéré comme la caractéristique la moins importante. À l'inverse, l'aspect le plus important est décrit comme étant la sécurité et l'intérêt de l'emploi » (p. 3). Il conclut d'ailleurs son étude sur la nécessité de s'intéresser à tous les aspects de l'emploi et ne pas se restreindre au salaire et aux heures de travail. « Le salaire et les heures de travail ne sont pas les seuls aspects d'un bon emploi ou d'un emploi satisfaisant. Si l'on s'attache à un ou deux de ces aspects seulement, on risque de se faire une idée fautive du comportement des travailleurs et des bons emplois. » (p. 7)

Pour enrichir la description des situations d'emploi au-delà du salaire, du type de contrat de travail et du secteur de l'emploi (public ou privé), nous utilisons les informations relatives aux variables de satisfaction au travail contenues dans l'ECHP. Nous retenons les sept indicateurs de satisfaction relatifs à l'emploi actuel : satisfaction vis-à-vis de la rémunération, de la sécurité de l'emploi, du type d'activité, du nombre d'heures de travail, des horaires de travail, des conditions de travail, et de la distance entre le lieu de l'emploi et celui de la résidence (encadré 1).

Le problème inhérent à l'utilisation de ces indicateurs de satisfaction professionnelle est qu'il s'agit de données subjectives. Ils peuvent être donc considérés comme peu fiables puisqu'ils résultent du ressenti des personnes et non pas forcément d'une situation ou d'un comportement « réel ». C'est d'ailleurs ce que souligne Freeman (1978) pour expliquer le manque d'intérêt des économistes à l'égard des données subjectives.

Encadré 1
Les questions de l'ECHP

1. Pourriez-vous indiquer votre degré de satisfaction vis-à-vis de votre rémunération dans l'emploi actuel ?
2. Pourriez-vous indiquer votre degré de satisfaction vis-à-vis de la sécurité de votre emploi ?
3. Pourriez-vous indiquer votre degré de satisfaction vis-à-vis du type d'activité dans l'emploi actuel ?
4. Pourriez-vous indiquer votre degré de satisfaction vis-à-vis du nombre d'heures de travail dans l'emploi actuel ?
5. Pourriez-vous indiquer votre degré de satisfaction vis-à-vis des horaires de travail dans l'emploi actuel ?
6. Pourriez-vous indiquer votre degré de satisfaction vis-à-vis des conditions de travail dans l'emploi actuel ?
7. Pourriez-vous indiquer votre degré de satisfaction vis-à-vis de la distance entre votre emploi et votre lieu de résidence ?

Si la satisfaction professionnelle ne correspondait à aucune réalité objective de l'emploi et était complètement déterminée par des caractéristiques individuelles facilement observables, telles que l'âge et l'éducation, elle n'apporterait aucune information supplémentaire. De nombreux travaux ont cherché à expliquer la satisfaction par des caractéristiques de l'emploi et de l'individu qui l'occupe (pour n'en citer que quelques-uns : Clark, 1997, 1998, 2001 ; Sousa-Poza et Sousa-Poza, 2000 ; Sloane et Williams, 2000). Malgré la mise en évidence de certains paradoxes, comme celui selon lequel les femmes se déclarent généralement plus satisfaites que les hommes tout en ayant des situations d'emploi moins favorables, le lien entre les satisfactions professionnelles et les caractéristiques objectives des emplois semble avéré. De plus, de nombreux aspects de l'emploi, tels que le contenu du travail, l'organisation du travail ou les conditions de travail, demanderaient des enquêtes spécifiques et sont dans les faits rarement observés par l'économètre. Ils peuvent pourtant affecter la satisfaction professionnelle.

Par conséquent, les indicateurs subjectifs de satisfaction professionnelle semblent fournir une grande quantité d'informations sur l'emploi qui ne sont que rarement ou partiellement mesurées dans les enquêtes. L'analyse des données sur la satisfaction professionnelle complète donc utilement les analyses des situations d'emploi, même si la satisfaction professionnelle mesure à la fois des facteurs intrinsèquement subjectifs et des facteurs objectifs, *a priori* inobservables par l'économètre.

Enfin, si l'on admet que l'offre de travail peut être contrainte en partie par la réalité du poste de travail (horaires flexibles, travail de nuit, temps de travail imposé...), ces indicateurs de qualité de l'emploi peuvent révéler aussi l'influence de la demande de travail sur les comportements d'activité. L'évaluation que font les salariés « de la qualité de leur emploi » dans

plusieurs dimensions paraît donc appropriée pour enrichir la compréhension des comportements.

Méthodologiquement, nous sommes cependant face à un dilemme dans l'utilisation des variables de satisfaction. D'un côté, si des aspects importants des situations d'emploi sont omis dans l'évaluation des comportements de transition d'activité, les paramètres de l'estimation sont, de fait, biaisés. D'un autre côté, si ces aspects sont fortement corrélés avec les facteurs observables inclus dans l'estimation, alors les paramètres des facteurs observés seront eux aussi biaisés. Nous choisissons tout de même d'inclure les variables de satisfaction professionnelle dans le modèle, et ce pour deux raisons principales. D'une part, comme le montrent notamment Clark (2001) et Kristensen et Westergård-Nielsen (2004), l'efficacité prédictive est susceptible d'être plus élevée si un bon *proxy* de l'hétérogénéité inobservée est inclus dans l'analyse au travers des variables de satisfaction d'emploi. Deuxièmement, les variables de satisfaction professionnelle peuvent donner des interprétations économiques des liens entre les dimensions de satisfaction professionnelle et les changements de statuts d'activité et ainsi enrichir la représentation des situations d'emploi. Nous choisissons donc de suivre une méthodologie pragmatique en analysant la sensibilité des principaux résultats selon les spécifications du modèle (avec ou sans indicateurs de satisfaction professionnelle).

2.2. Analyse descriptive des satisfactions professionnelles

Afin de vérifier l'hypothèse que l'emploi occupé est évalué selon plusieurs dimensions, et ne se limite pas à un aspect unique, nous analysons dans un premier temps, les corrélations entre les sept dimensions de l'emploi, et dans un second temps, leurs poids dans le jugement global vis-à-vis de celui-ci.

Tableau 4
Corrélations entre les degrés de satisfaction dans chaque dimension de l'emploi pour les femmes (coefficients de Pearson)

	Rémunération	Sécurité d'emploi	Type d'activité	Heures de travail	Horaires de travail	Conditions de travail	Distance au travail
Rémunération	1						
Sécurité d'emploi	0,44	1					
Type d'activité	0,39	0,35	1				
Heures de travail	0,24	0,22	0,30	1			
Horaires de travail	0,36	0,29	0,41	0,51	1		
Conditions de travail	0,43	0,32	0,48	0,34	0,49	1	
Distance au travail	0,11	0,20	0,13	0,11	0,15	0,18	1

Source : ECHP, vagues 1 à 8, Eurostat, calcul de l'auteure.

Champ : Ensemble des femmes salariées à temps complet en 1994 et toujours présentes dans le panel en 2001.

Le degré de satisfaction est mesuré, à chaque fois, sur une échelle allant de 1 à 6. Chaque dimension est calculée en moyenne sur toute la période d'emploi à temps complet. Le tableau 4 indique les corrélations entre les différentes dimensions de la satisfaction dans l'emploi pour les femmes. Les degrés de satisfaction sont positivement corrélés entre eux mais les coefficients de corrélation sont relativement modestes, à l'exception peut être de la relation entre temps et horaires de travail (0,51), et à un degré moindre, entre type d'activité et conditions de travail (0,48). Cependant, même dans ces cas, aucune dimension de la qualité de l'emploi ne peut en « expliquer » totalement une autre, ce qui légitime l'utilisation de chaque dimension, comme information spécifique sur la qualité de l'emploi¹⁰.

Tableau 5
Corrélations entre le degré de satisfaction dans l'emploi
et celui de chaque dimension de l'emploi pour les femmes
(coefficients de Pearson)

	Emploi
Rémunération	0,51
Sécurité d'emploi	0,50
Type d'activité	0,72
Heures de travail	0,29
Horaires de travail	0,52
Conditions de travail	0,61
Distance au travail	0,17

Source : ECHP, vagues 1 à 8, Eurostat, calcul de l'auteure.

Champ : Ensemble des femmes salariées à temps complet en 1994 et toujours présentes dans le panel en 2001.

À la fin du questionnaire individuel de l'ECHP se trouve également une évaluation globale de l'emploi grâce à la question : « *Pourriez-vous indiquer votre degré de satisfaction vis-à-vis de votre travail ou votre occupation principale ?* » Le tableau 5 représente les poids accordés aux différentes dimensions de l'emploi dans le jugement global de celui-ci. Le type d'activité puis les conditions de travail semblent prépondérants dans le jugement global vis-à-vis de l'emploi. Les horaires de travail, la rémunération et la sécurité de l'emploi n'apparaissent qu'au deuxième plan. La distance au travail est la seule dimension qui s'avère avoir un impact faible sur l'évaluation globale de l'emploi¹¹.

De ces simples statistiques descriptives, il ressort d'une part que les femmes apprécient différemment chacune des dimensions de l'emploi qu'elles sont amenées à évaluer, et d'autre part que le salaire et les heures de travail ne sont pas les seuls déterminants d'un bon

¹⁰ À titre de comparaison, nous avons produit en annexe les mêmes tableaux sur la population salariée totale (A.1) et sur les hommes (A.2). Les corrélations sont très proches des résultats présentés ici, même si elles sont un peu plus élevées pour les hommes.

¹¹ Toujours à titre de comparaison, le même tableau sur la population salariée totale (A.3) et sur les hommes (A.4) est fourni en annexe. On peut remarquer que pour les hommes le type d'activité et les conditions de travail ont également les poids les plus importants dans le jugement global de leur emploi, en revanche la rémunération apparaît plus nettement en troisième position pour les hommes.

emploi ou d'un emploi satisfaisant¹². Nous intégrerons donc les sept dimensions de satisfaction, composante par composante, dans la suite de l'analyse.

Pour évaluer l'influence des indicateurs de satisfaction sur les transitions, nous comparons dans un premier temps les satisfactions professionnelles des femmes qui changent de statut d'activité à celles des femmes qui restent en emploi à temps plein sur la période. Le tableau 6 présente les moyennes des satisfactions dans chaque dimension de l'emploi durant la période précédant les transitions d'activité. Nous comparons ces moyennes à celles des salariées à temps complet sur toute la période.

Tableau 6
Moyennes de satisfaction dans chaque dimension de l'emploi
selon les transitions d'activité des femmes entre 1994 et 2001

	Stabilité Temps complet (référence)	Transition temps partiel	Transition Chômage	Transition Inactivité
Satisfaction de l'emploi	Moyenne	Moyenne ¹	Moyenne ¹	Moyenne ¹
Rémunération	3,7	3,5***	3,3****	3,0****
Sécurité d'emploi	4,6	4,2****	3,2****	3,7****
Type d'activité	4,7	4,3****	4,3****	4,1****
Heures de travail	3,5	3,1****	2,9****	3,0****
Horaires de travail	4,4	4,4 ns	4,2**	4,1***
Conditions de travail	4,3	4,1*	4,1***	4,0**
Distance au travail	4,7	4,6 ns	4,4****	4,5 ns

Source : ECHP, vagues 1 à 8, Eurostat, calcul de l'auteure.

Champ : Ensemble des femmes salariées à temps complet en 1994 et toujours présentes dans le panel en 2001.

Notes : ¹ L'écart de moyenne par rapport à la situation de référence est : **** : significatif au seuil de 0,1 % ; *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; ns : non significatif au seuil de 10 %.

Le constat principal est que les femmes qui ont changé de statut d'activité ont généralement des moyennes de satisfaction professionnelle significativement inférieures. Ces indicateurs de la qualité d'emploi ne semblent pas neutres en termes de transitions d'activité. Les femmes qui sont passées au chômage ou devenues inactives ont les satisfactions professionnelles les plus faibles. Ces salariées ont des emplois moins satisfaisants au regard de presque toutes les dimensions qualitatives de leur emploi, ce qui peut révéler des situations d'emploi dégradées favorisant les transitions d'activité. Ce résultat est moins marqué pour les transitions vers le temps partiel, ce qui tend à confirmer l'hypothèse d'une proportion importante de temps partiel « choisi » dans notre échantillon, les salariées passant du temps complet au temps partiel choisi ayant des situations d'emploi moins défavorables.

Comme nous l'avons souligné, les études sur la satisfaction au travail mettent généralement en avant le fait que les femmes se déclarent plus souvent satisfaites de leur travail (Clark, 1997 ; Sloane et Williams, 2000 ; Bessière, 2003). Ce résultat semble potentiellement validé par les écarts de satisfaction entre les hommes et femmes pour les salariés qui se main-

¹² Ce résultat semble également vérifié pour les hommes, au regard des tableaux A.2 et A.4 en annexe.

tiennent à temps complet sur toute la période (tableau 7). Les satisfactions professionnelles par rapport à la rémunération, la sécurité dans l'emploi, les heures de travail et la distance au travail s'avèrent significativement plus élevées pour les femmes qui restent à temps complet. En revanche, il n'y a presque aucune différence significative en termes de genre dans les différences de satisfactions professionnelles pour les salariés qui changent de statut d'activité sur la période. Pour ces derniers, les statistiques descriptives ne permettent pas de dégager des différences claires entre les hommes et les femmes. Tout ce que nous pouvons affirmer, c'est que généralement, ceux qui changent de statut d'activité avaient une satisfaction professionnelle plus faible que ceux qui se maintiennent dans l'emploi.

Tableau 7
Comparaison des moyennes de satisfaction dans chaque dimension de l'emploi
entre hommes et femmes

	Stabilité Temps complet	Transition temps partiel	Transition Chômage	Transition Inactivité
Satisfaction vis-à-vis de l'emploi	H - F	H - F	H - F	H - F
Rémunération	-0,1***	-0,1 ns	-0,1 ns	0,6***
Sécurité d'emploi	-0,3****	-0,1 ns	0,1 ns	-0,6**
Type d'activité	0,0 ns	0,1 ns	0,1 ns	0,3 ns
Heures de travail	-0,1***	-0,2 ns	-0,2 ns	-0,1 ns
Horaires de travail	-0,1**	0,1 ns	0,0 ns	-0,2 ns
Conditions de travail	0,0 ns	0,0 ns	-0,1 ns	0,0 ns
Distance au travail	-0,2****	0,0 ns	-0,1 ns	-0,2 ns

Source : ECHP, vagues 1 à 8, Eurostat, calcul de l'auteure.

Champ : Ensemble des salariés à temps complet en 1994 et toujours présents dans le panel en 2001.

Notes : L'écart de moyenne entre hommes et femmes est **** : significatif au seuil de 0,1 % ; *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; ns : non significatif au seuil de 10 %.

Au terme de notre analyse descriptive des transitions d'activité, il convient de procéder à une analyse économétrique pour évaluer si les différences observées jusqu'à présent s'avèrent significatives « toutes choses égales par ailleurs ».

3. LES DÉTERMINANTS DES TRANSITIONS D'ACTIVITÉ DES FEMMES

Dans cette section, nous présenterons tout d'abord brièvement la méthode économétrique employée pour mettre en évidence les déterminants des transitions d'activité (3.1). Nous analyserons ensuite les résultats obtenus en évaluant en particulier l'apport explicatif des satisfactions professionnelles (3.2).

3.1. Estimations du modèle *Logit* multinomial

Afin d'évaluer les déterminants des transitions d'activité des salariés, nous étudions la cohorte de salariés à temps complet en 1994 et cherchons à évaluer les caractéristiques distinctives de ceux qui transitent vers le temps partiel, le chômage et l'inactivité par rapport à ceux dont la situation d'emploi reste stable.

La méthodologie utilisée repose sur un *Logit* multinomial, modèle introduit à la fin des années 60 par McFadden (1968). Ce type de modèle peut être utilisé soit comme un modèle économique de comportement soit comme un outil d'analyse discriminante (voir Afsa, 2003 pour une présentation détaillée). Nous l'utilisons ici dans cette seconde optique. Notre échantillon est composé de 2 481 individus salariés, dont 1 037 femmes, à temps complet en 1994, qui sont répartis en quatre catégories disjointes :

1. salariés qui transitent vers le temps partiel entre 1995 et 2001,
2. salariés qui transitent vers le chômage entre 1995 et 2001,
3. salariés qui transitent vers l'inactivité entre 1995 et 2001,
4. salariés qui restent en emploi à temps complet entre 1995 et 2001.

L'idée est relativement simple : on étudie les déterminants de la probabilité pour qu'un individu connaisse une transition d'activité relativement à la probabilité qu'il reste en emploi à temps complet sur toute la période (voir encadré 2). Les paramètres sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance.

Encadré 2 Modèle multinomial

Chaque individu i appartient à une catégorie j parmi les 4 possibles. Il est décrit par un ensemble de K caractéristiques $x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iK}$ (par exemple son âge, sexe, niveau d'études, etc.). La probabilité pour que l'individu i , compte tenu de ses caractéristiques x_{ik} , fasse partie de la catégorie j parmi les J possibles est supposée dépendre d'une combinaison linéaire des x_{ik} . Formellement, cela s'écrit :

$$P(j/x_i) = F(\beta_{0j} + \beta_{1j}x_{i1} + \beta_{2j}x_{i2} + \dots + \beta_{Kj}x_{iK}) = F(x_i\beta_j) \text{ pour } j = 1, 2, \dots, J$$

Le vecteur $x_i = (1 \ x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iK})$ est le vecteur des variables explicatives associé à l'individu i , dont la première composante vaut systématiquement 1 pour prendre en compte dans le modèle, le fait que les catégories n'ont pas les mêmes effectifs.

La forme fonctionnelle F qui fonde le modèle *Logit*, $P(j/x_i)$ est une probabilité, c'est-à-dire qu'elle doit être strictement positive et comprise entre 0 et 1 : $0 < P(j/x_i) < 1$ et telle que $\sum_1^J P(j/x_i) = 1$. Dans le cas d'un modèle *Logit*, la fonction retenue est la fonction exponentielle

Le modèle s'écrit alors :

$$P(j/x_i) = \frac{\exp(x_i\beta_j)}{\sum_{h=1}^J \exp(x_i\beta_h)} \text{ pour } j=1,2, \dots, J$$

Pour identifier le modèle, il faut alors imposer la nullité de tous les paramètres relatifs à une catégorie donnée, appelée catégorie de référence. Si l'on décide que la catégorie de référence correspond à $j = J$, alors la condition d'identification est :

$$\beta_{0J} = \beta_{1J} = \beta_{2J} = \dots = \beta_{KJ} = 0$$

Avec cette condition identifiante, le modèle s'écrit finalement :

$$P(j/x_i) = \frac{\exp(x_i \beta_j)}{1 + \sum_{h=1}^{J-1} \exp(x_i \beta_h)} \text{ pour } j=1, 2, \dots, J-1$$

$$P(J/x_i) = \frac{1}{1 + \sum_{h=1}^{J-1} \exp(x_i \beta_h)}$$

Le modèle *Logit* multinomial implique une propriété importante : le rapport des deux probabilités de choix j_1 et j_2 ne dépend pas des autres choix possibles (de leur nombre, leurs configurations, etc.). Cette propriété, appelée IIA (*Independence from Irrelevant Alternatives*) dans la littérature anglo-saxonne et que l'on peut traduire par « indépendance par rapport aux choix non retenus », peut être une limite importante si on l'utilise le *Logit* multinomial pour modéliser des comportements.

Afin d'évaluer l'effet spécifique du genre sur les transitions, nous estimons dans un premier temps le modèle en introduisant une variable de sexe (tableau 8). Le modèle latent étant additif, il est ensuite estimé de façon indépendante pour les femmes et les hommes afin de ne pas imposer que les variables explicatives agissent de la même façon pour tous les salariés. En effet, les logiques de transitions sont sûrement très différentes entre les femmes qui ont une forte instabilité d'emploi et les hommes, qui sont quasi-exclusivement concernés par un seul type de transition, du temps complet vers le chômage. Nous commenterons particulièrement, les résultats de l'estimation pour les femmes (tableau 9) et utiliserons à nouveau ceux qui portent sur les hommes uniquement à titre de comparaison (tableau A.5).

Tableau 8
Déterminants des transitions d'activité de tous les salariés, modèle Logit multinomial

Variables		Transition Temps partiel ¹	Transition Chômage ¹	Transition Inactivité ¹
Constante		24,730 ****	13,526 ****	15,789 ****
Sexe	Femme	0,802 ****	0,285 ns	1,770 ****
	Homme	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
Age	Moins de 30 ans	-0,123 ns	0,057 ns	-0,163 ns
	De 30 à 49 ans	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
	Plus de 49 ans	0,914 ***	0,959 ***	1,099 **
Diplôme	Elevé	1,525 ****	-0,067 ns	0,386 ns
	Moyen	0,610 ***	0,189 ns	-0,139 ns
	Faible	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
Couple	Ne vit pas en couple	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
	Vit en couple	-0,230 ns	0,615 **	0,754 *
Variation couple	Stable	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
	Mise en couple	-1.023 **	-0.461 ns	-0.301 ns
	Séparation	-1.525 ****	-1.004 *	0.131 ns
Nombre d'enfants	0	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
	1	0,137 ns	-0,273 ns	-0,035 ns
	2	-0,342 ns	-0,431 *	0,070 ns
	3 ou plus	-0,001 ns	-1,505 ****	0,089 ns
Variation enfant	non	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
	oui	0,415 **	-0,919 ***	1,520 ****
CDI	oui	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
	non	-0,287 ns	1,319 ****	1,811 ****
Secteur	Privé	<i>ref</i>	<i>ref</i>	<i>ref</i>
	Public	0,558 ***	-1,288 ****	-0,663 **
Ancienneté		-0,014 ns	-0,063 ****	0,029 ns
Salaire (log)		-2,828 ****	-1,156 ****	-1,661 ****
Satisfaction Rémunération		-0,342 ns	-0,060 ns	-0,007 ns
Satisfaction Sécurité d'emploi		-0,305 ****	-0,695 ****	-0,541 ****
Satisfaction Type d'activité		-0,376 ***	-0,187 ns	-0,395 **
Satisfaction Heures de travail		-1,425 ****	-1,712 ****	-1,096 ****
Satisfaction Horaires de travail		-1,076 ns	-0,990 ns	-0,428 **
Satisfaction Conditions de travail		-0,027 ns	-0,277 **	-0,293 *
Satisfaction Distance au travail		-0,150 **	-0,080 ns	0,006 ns
Nombre d'observations		2481		
Log-vraisemblance		-1412		
Ratio de vraisemblance		1149,8		
R ² de McFadden		28,93		
Coefficient d'Estrella		37,54		

Source : ECHP, vagues 1 à 8, Eurostat, calculs de l'auteure.

Champ : Ensemble des salariés à temps complet en 1994 et toujours présents dans le panel en 2001.

¹Le temps complet sur toute la période est la référence.

Lecture du tableau :**** : significatif au seuil de 0,1 % ; *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; ns : non significatif au seuil de 10 %.

Tableau 9
Déterminants des transitions d'activité des femmes, modèle Logit multinomial

Variables		FEMMES		
		Transition Temps partiel ¹	Transition Chômage ¹	Transition Inactivité ¹
Constante		24,810 ****	15,336 ****	19,653 ****
Age	Moins de 30 ans	-0,241 ns	0,013 ns	-0,134 ns
	De 30 à 49 ans	ref	ref	ref
	Plus de 49 ans	0,971 **	1,370 **	1,290 *
Diplôme	Elevé	1,451 ****	0,348 ns	0,281 ns
	Moyen	0,835 ***	0,873 **	-0,026 ns
	Faible	ref	ref	ref
Couple	Ne vit pas en couple	ref	ref	ref
	Vit en couple	-0,285 ns	0,848 **	0,522 ns
Variation	Stable	ref	ref	ref
Couple	Non stable	-1,408 ****	-0,687 ns	-0,155 ns
Nombre d'enfants	0	ref	ref	ref
	1	-0,088 ns	-0,739 **	-0,161 ns
	2	-0,225 ns	-0,715 *	0,410 ns
	3 ou plus	0,099 ns	-1,159 ns	0,317 ns
Variation enfant	non	ref	ref	ref
	oui	0,996 ****	-1,179 **	2,844 ****
CDI	oui	ref	ref	ref
	non	-0,465 ns	1,892 ****	1,979 ****
Secteur	Privé	ref	ref	ref
	Public	0,182 *	-2,034 ****	-0,824 **
Ancienneté		-0,015 ns	-0,053 *	0,025 ns
Salaire (log)		-2,687 ****	-1,315 ***	-1,957 ****
Satisfaction Rémunération		-0,301 ns	-0,187 ns	-0,257 ns
Satisfaction Sécurité d'emploi		-0,198 *	-0,657 ****	-0,285 *
Satisfaction Type d'activité		-0,457 ***	-0,136 ns	-0,550 ***
Satisfaction Heures de travail		-0,922 ****	-1,338 ****	-0,740 ****
Satisfaction Horaires de travail		-0,693 ****	-0,585 ****	-0,461 **
Satisfaction Conditions de travail		-0,030 ns	-0,155 **	-0,175 *
Satisfaction Distance au travail		-0,208 **	-0,070 ns	0,015 ns
Nombre d'observations		1037		
Log-vraisemblance		-729		
Ratio de vraisemblance		583		
R ² de McFadden		28,58		
Coefficient d'Estrella		38,87		

Source : ECHP, vagues 1 à 8, Eurostat, calculs de l'auteure.

Champ : Ensemble des femmes salariées à temps complet en 1994 et toujours présentes dans le panel en 2001.

¹ Le temps complet sur toute la période est la référence.

**** : significatif au seuil de 0,1 % ; *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10 % ; ns : non significatif au seuil de 10 %.

3.2. Interprétation des résultats

Comme les statistiques descriptives simples le suggéraient, l'estimation sur l'ensemble des salariés (tableau 8) montre que les femmes ont une probabilité plus élevée que les hommes de vivre une transition vers le temps partiel ou l'inactivité plutôt que de rester à temps complet sur la période. En revanche sur notre échantillon, toutes choses égales par ailleurs, il n'y a pas de différence significative entre les hommes et les femmes pour les transitions vers le chômage.

Les autres paramètres indiquent que les caractéristiques individuelles et familiales discriminent, elles aussi, les différentes transitions. Comparativement à la tranche d'âge des 30 à 49 ans, les salariés ayant plus de 49 ans ont une probabilité plus forte de changer de statut d'activité plutôt que de rester employés à temps complet sur la période. Alors que les statistiques descriptives laissaient supposer que les jeunes étaient les plus touchés par l'instabilité de l'emploi à temps complet, l'analyse toutes choses égales par ailleurs fait apparaître les salariés de plus de 49 ans comme la population la plus fragile. Les plus âgés de ces salariés peuvent en effet être plus durement touchés par les ralentissements économiques, les fermetures d'entreprises et les licenciements, de même que par la discrimination fondée sur l'âge¹³.

Le niveau de qualification n'est significatif que pour les transitions vers le temps partiel par rapport à la stabilité du temps complet. Plus le niveau de diplôme est élevé plus la probabilité de passer à temps partiel est importante. Le temps partiel subi étant plus souvent associé à des niveaux de diplôme faibles (*cf.* Galtier, 1999a), ce résultat tend encore à confirmer la part importante des temps partiels « choisis ». Les raisons familiales du temps partiel semblent d'ailleurs déterminantes car les transitions vers le temps partiel sont corrélées positivement à l'arrivée d'un enfant. Cette corrélation positive est également importante pour les transitions vers l'inactivité par rapport à la stabilité du temps complet mais, comme nous allons le voir, elles correspondent à des situations d'emploi plus dégradées. Concernant les transitions vers le chômage, l'effet opposé de l'arrivée des enfants confirme le report de naissance dans les situations de précarité d'emploi.

Si l'on considère l'influence des caractéristiques individuelles et familiales pour les femmes uniquement (tableau 9), elle s'avère très différenciée par rapport à l'analyse portant sur l'ensemble des salariés. Cela tient au fait que ces caractéristiques sont globalement non significatives pour les hommes (tableau A.5 en annexe). Ces résultats confirment une fois de plus, que les problèmes d'articulation entre vies professionnelle et familiale reposent essentiellement sur les femmes. L'arrivée d'un enfant par exemple est non significative dans les transitions masculines vers le temps partiel et l'inactivité alors que pour les femmes, elle influence fortement leur probabilité de passer à temps partiel ou à l'inactivité plutôt que de rester à temps complet.

Concernant les caractéristiques de l'emploi, l'ancienneté n'est significative que pour les transitions vers le chômage : elle diminue la probabilité de devenir chômeur plutôt que de rester à temps complet. Travailler dans le secteur public augmente la probabilité de transition vers le temps partiel, alors qu'elle diminue celles vers le chômage et l'inactivité. Comme attendu, ne pas avoir un contrat à durée indéterminée augmente la probabilité des transitions vers le chômage mais aussi vers l'inactivité. En revanche, il n'y a pas de diffé-

¹³ *cf.* Gauthier (2003) pour une synthèse d'articles sur ce thème qui met en avant les facteurs explicatifs du côté de la demande de travail.

rence significative du type de contrat pour les salariés qui passent à temps partiel par rapport aux salariés stables à temps complet. Le salaire, quant à lui, est corrélé négativement à toutes les transitions par rapport à la situation de stabilité du temps complet.

Ainsi, dans notre échantillon, les situations d'emploi des salariés vivant des transitions vers le chômage et l'inactivité se distinguent bien de celles des salariés passant à temps partiel. Les premiers sont dans des situations plus précaires, moins bien insérés sur le marché du travail et plus souvent dans le secteur privé. Ces variables n'ont pas une influence très différenciée en termes de genre, si ce n'est que pour les hommes, le secteur public a un effet significatif uniquement pour les transitions vers le temps partiel. La corrélation positive entre l'appartenance au secteur public et les transitions vers le temps partiel s'explique sûrement en partie par le fait que les emplois en contrats aidés sont souvent à temps partiel, et en partie par la plus grande facilité pour les mères qui travaillent dans le secteur public d'opter pour un temps partiel sans trop réduire leur rémunération.

Avant d'interpréter l'effet des variables de satisfaction professionnelle qui complètent les situations d'emploi, revenons d'une part, sur leur apport explicatif et d'autre part, sur les problèmes de colinéarité éventuels.

Nous avons estimé le modèle avec et sans les variables de satisfaction. À partir de ces modèles emboîtés, nous avons procédé au test du rapport de vraisemblance¹⁴ afin d'évaluer l'apport des variables de satisfaction. Les variables de satisfaction s'avèrent avoir un effet significatif et améliorer la qualité du modèle. Leur utilisation enrichit donc les capacités descriptives du modèle.

Tableau 10
Comparaison des modèles pour les femmes, avec et sans les salaires et types de contrats

Satisfactions par types de transitions	Rémunération	Sécurité d'emploi	Type d'activité	Heures de travail	Horaires de travail	Conditions de travail	Distance au travail
<i>En contrôlant <u>avec</u> le salaire et les contrats</i>							
Temps partiel	ns	-0,198*	-0,457***	-0,922****	-0,693****	ns	-0,208**
Chômage	ns	-0,657****	ns	-1,338****	-0,585****	-0,155**	ns
Inactivité	ns	-0,285*	-0,550***	-0,740****	-0,461**	-0,175*	ns
<i>En contrôlant <u>sans</u> le salaire et les contrats</i>							
Temps partiel	ns	-0,223**	-0,559****	-0,883****	-0,716****	ns	-0,065*
Chômage	ns	-0,877****	ns	-1,115****	-0,520****	-0,238**	ns
Inactivité	ns	-0,439**	-0,691****	-0,535****	-0,381***	-0,305*	ns

Source : ECHP, vagues 1 à 8, Eurostat, calcul de l'auteur.

Champ : Ensemble des femmes salariées à temps complet en 1994 et toujours présentes dans le panel en 2001.

¹⁴ Statistiquement, l'une des propriétés de l'estimation par le maximum de vraisemblance est que la statistique du ratio de vraisemblance (l'opposé du double de la différence entre les deux log-vraisemblances) suit asymptotiquement la loi du χ^2 , dont le nombre de degrés de liberté est égal à la différence entre le nombre de paramètres entre les deux modèles emboîtés. Si la valeur de la statistique est élevée, c'est-à-dire si la « distance » entre les deux modèles est suffisamment importante pour affirmer, sans risque de se tromper, que les deux modèles sont différents, alors on préférera le modèle avec le plus de paramètres.

Par ailleurs, et afin de tester le problème de colinéarité, nous avons estimé le modèle sans les variables de salaire et de type de contrat (tableau 10) qui pouvaient être corrélées aux variables de satisfaction, notamment celles concernant la rémunération et la sécurité d'emploi. Les variations des coefficients estimés restent faibles et la non significativité de la satisfaction vis à vis de la rémunération ne semble pas liée à un biais de colinéarité entre le salaire et la satisfaction par rapport à la rémunération.

Ainsi, la robustesse des coefficients selon les spécifications du modèle et l'apport des indicateurs de satisfaction professionnelle légitiment leur introduction en améliorant la capacité descriptive de cette analyse des transitions d'activité¹⁵.

Les variables de satisfaction professionnelle que nous avons introduites sont généralement significatives. Globalement, plus les satisfactions professionnelles sont faibles, plus la probabilité de changer de statut d'activité est élevée. Les seules exceptions concernent les satisfactions vis-à-vis de la rémunération et vis-à-vis de la distance au travail.

Alors que les analyses habituelles des comportements d'activité se focalisent essentiellement sur les aspects salariaux de l'emploi et ne portent qu'une attention limitée aux autres aspects, nous constatons que cette dimension financière de l'emploi apparaît comme l'un des rares facteurs ne discriminant pas les transitions d'activité par rapport au maintien dans l'emploi à temps plein. En revanche, pour toutes les transitions, les satisfactions vis-à-vis des heures de travail et de la sécurité d'emploi semblent être discriminantes : par rapport aux salariés à temps complet sur toute la période, ceux qui changent de statut sont généralement moins satisfaits ou ont des emplois de moins bonne qualité.

Plus précisément, la mauvaise qualité de l'emploi en termes de sécurité d'emploi, d'heures de travail et de conditions d'emploi influence les transitions d'activité vers le chômage. Concernant les transitions vers l'inactivité, ce sont presque toutes les dimensions de l'emploi qui sont moins satisfaisantes (sécurité dans l'emploi, type d'activité, conditions d'emploi, heures et horaires de travail). On perçoit donc, ici aussi, la situation dégradée des salariés qui vont vivre des transitions vers l'inactivité par rapport au maintien dans l'emploi. Or, dans les analyses traditionnelles, l'inactivité est essentiellement analysée du côté de l'offre de travail, comme un choix volontaire de retrait du marché du travail. Ce « choix » apparaît ici fortement relativisé par des contraintes qui concernent la demande de travail.

Les indicateurs de la qualité de l'emploi semblent également distinguer les transitions vers le temps partiel par rapport au maintien dans l'emploi à temps plein, mais plus faiblement que pour les autres transitions. D'ailleurs, nous avons estimé ce même modèle en mettant en référence le temps partiel, afin de discerner si les variables de satisfaction différencieraient les transitions vers le chômage et l'inactivité par rapport au temps partiel. Il s'avère que les indicateurs de sécurité dans l'emploi, de conditions d'emploi, d'heures et d'horaires de travail sont significativement plus faibles pour les transitions vers le chômage et l'inactivité par rapport au temps partiel. Ainsi pour la cohorte de salariés à temps complet en 1994, les transitions vers le non emploi (chômage et inactivité) semblent marquées par des situations professionnelles antérieures dégradées par rapport à celles des salariés qui se maintiennent dans l'emploi.

En termes de genre, des différences apparaissent. Pour les femmes, les horaires de travail et le type d'activité semblent discriminants pour celles qui passent à temps partiel ou en

¹⁵ Nous retrouvons des résultats similaires sur la population salariée totale (tableau A.6, en annexe).

inactivité par rapport à celles qui restent en emploi à plein temps. En revanche, pour les hommes, ce sont exclusivement les satisfactions vis-à-vis des heures de travail et de la sécurité de l'emploi qui sont déterminantes dans toutes les transitions, la satisfaction par rapport aux conditions d'emploi étant significative uniquement pour les transitions vers le chômage.

Finalement, cette analyse montre bien que les indicateurs de la qualité de l'emploi, malgré leurs imperfections dues à la part de ressenti individuel, abordent des facteurs explicatifs du côté de la demande de travail, alors que jusqu'ici la plupart des travaux mettent en avant les facteurs explicatifs du côté de l'offre.

CONCLUSION

Les principaux résultats de cette analyse des déterminants des transitions d'activité sont multiples :

Au niveau analytique, d'une part, la prise en compte des composantes de la satisfaction professionnelle, indicateurs de différents aspects de la qualité de l'emploi souvent difficiles à observer ou à évaluer, améliore la compréhension des comportements de transition d'activité. D'autre part, même s'il est difficile de faire la part entre le ressenti individuel et la réalité du poste de travail, les indicateurs de la qualité de l'emploi montrent que l'offre de travail peut être contrainte en partie par des caractéristiques de la demande de travail.

Au niveau des résultats empiriques, trois constats principaux peuvent être établis. Tout d'abord, toutes choses égales par ailleurs, les salariés qui vivent des transitions de l'emploi à temps plein vers le chômage et l'inactivité présentent des valeurs des variables, relatives à la qualité de l'emploi antérieur, significativement plus faibles. Ensuite, les contraintes familiales et professionnelles pèsent de manière différenciée selon le type de transition et selon le genre, l'influence des variables familiales et des indicateurs de qualité en termes d'heures et d'horaires de travail étant plus marquée pour les femmes. Enfin, il apparaît que la satisfaction salariale n'est pas l'aspect qui discrimine le mieux les transitions entre emploi à temps complet et emploi à temps partiel, chômage ou inactivité. Il faut donc intégrer toutes les dimensions de l'emploi et ne pas se limiter au seul salaire pour appréhender correctement les comportements des travailleurs.

Ainsi, on peut conclure que les comportements d'activité ne peuvent se comprendre que de manière très restrictive, si on limite l'analyse à la valeur financière de l'emploi, sans considérer l'intérêt de son contenu et de ses caractéristiques intrinsèques. Les décisions de passage à l'inactivité des femmes, considérées dans les études traditionnelles comme un choix volontaire lié à la non rentabilité du travail ou à la maternité, se sont en fait avérées fortement contraintes par la situation générale des emplois (statuts d'emploi, conditions de travail...).

À l'heure où les politiques de l'emploi se tournent vers des actions sur l'offre de travail, essentiellement par le biais de politiques d'incitations financières au travail, nos résultats soulignent l'importance de tous les autres aspects de l'emploi et des contraintes familiales qui pèsent particulièrement sur les femmes. Dans un objectif de hausse des taux d'emploi et particulièrement celui des femmes, les difficultés liées à la flexibilité horaire, à l'insécurité d'emploi et à l'articulation entre vie familiale et vie professionnelle, devraient plutôt encourager des réflexions autour de la « sécurisation » des situations d'emploi et des trajectoires professionnelles en termes de protection sociale, de retour à l'emploi, de droit à la retraite, de carrière (Castel, 2003). Ce type de réflexions s'engage par exemple, dans les

travaux sur les « marchés transitionnels » (Schmid et Gazier, 2002), le contrat d'activité (Boissonnat, 1995) ou les droits de tirage sociaux (Supiot, 1999).

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.

AFSA C., 2003, « Les modèles polytomiques non ordonnées : théorie et applications », *Série des Documents de travail Méthodologie Statistique*, n° 0301.

ANSIEAU D., BREUIL-GENIER P. ET HOURRIEZ J.-M., 2001, « Le Panel européen : une source statistique longitudinale sur les revenus et les conditions de vie des ménages », *Économie et Statistique*, n° 349-350, 9/10, pp. 3-15.

BESSIERE C., 2003, « Les hommes sont-ils plus heureux au travail que les femmes ? », *Ecoflash*, novembre.

BOISSONNAT J., 1995, *Le travail dans vingt ans*, Rapport du Commissariat Général au Plan, Odile Jacob, La Documentation Française.

BONNAL L. ET FOUGERES D., 1990, « Les déterminants individuels de la durée du chômage », *Economie et Prévision*, n° 5, pp. 45-82.

BOURREAU-DUBOIS C., GUILLOT O. ET JANKELIOWITCH-LAVAL E., 2001, « Le travail à temps partiel féminin et ses déterminants », *Économie et Statistique*, Insee, n°349-350, septembre-octobre, pp. 41-61.

CAHUC P., 2001, « Pourquoi y a-t-il des différences de salaires ? », *Reflets et Perspectives de la vie Economique*, Numéro Spécial sur la formation des salaires, vol 40, n°1-2, pp. 13-24.

CAHUC P. ET ZYLBERBERG. A., 2003, *Microéconomie du marché du travail*, Repères n°354, La Découverte.

CASES C. ET LOLLIVIER S., 1994, « Estimation d'un modèle de sortie de chômage à destinations multiples », *Économie et Prévision*, n°113-114, pp. 177-187.

CASTEL R., 2003, *L'insécurité sociale. Qu'est-ce qu'être protégé ?*, La république des idées, Seuil.

CERC (2005), Rapport n°5, *La sécurité de l'emploi face aux défis des transformations économiques*, La Documentation française.

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., 1998, « Les indicateurs de la satisfaction au travail : Quelles sont les caractéristiques d'un bon emploi ? Observations recueillies dans certains pays de l'OCDE », *Documents hors série de l'OCDE sur la politique du marché du travail et politique sociale*, n°34, Éditions OCDE.

CLARK A.-E., 2001, « What Really Matters in a Job? Hedonic Measurement Using Quit Data », *Labour Economics*, vol.8, pp. 223-242.

CONCIALDI P., 2001, « Les différentes mesures du chômage », *Cahier Français*, n°304, pp. 60-67.

DAVOINE L. ET ERHEL C., 2006, « La qualité de l'emploi : une mise en perspective européenne », in *Qualité de l'emploi*, L'Horty Y. (Dir), Centre d'études de l'emploi CEE, Coll. Repères, La Découverte, pp. 15-26.

FLORENS J.P., FOUGERE D., WERQUIN P., 1990, « Durées de chômage et transitions sur le marché du travail », *Sociologie du Travail*, n°4/90, pp. 439-468.

FREEMAN R.-B., 1978, « Job Satisfaction as an Economic Variable », *American Economic Review*, Vol. 68, n°2, pp. 135-141.

FREYSSINET J., 1999, « Comparaison internationale de la mesure du chômage : le cas de la France », *Document de travail IRES*, n°99-02.

GALTIER B., 1999a, « Les temps partiels : entre emplois choisis et emplois "faute de mieux" », *Économie et Statistique*, n° 321-322, pp. 57-78.

- GALTIER B., 1999b, « Le temps partiel est-il une passerelle vers le temps plein ? », *Économie et Statistique*, n° 321-322, pp. 79-87.
- GAUTIE J., 2003, « Les travailleurs âgés face à l'emploi », *Economie et statistiques* n° 368, pp. 33-42.
- KRISTENSEN N. ET WESTERGÅRD-NIELSEN N., 2004, « Does Low Job Satisfaction Lead to Job Mobility », *IZA Discussion Papers* n°1026, Institute for the Study of Labor (IZA).
- L'HORTY Y., 2004, « Instabilité de l'emploi : quelle rupture de tendance ? », *Les papiers du CERC*, n°2004-1, février.
- LOLLIVIER S., 2000, « Récurrence du chômage dans l'insertion des jeunes: Des trajectoires hétérogènes », *Economie et Statistiques* n°334, avril. pp. 49-63.
- MCFADDEN D., 1968, « The Revealed Preferences of a Government Bureaucracy », Economic Growth Project, Technical Report n° 17, Berkeley et parus en 1975 in *The Bell Journal of Economic and Management Science*.
- MILEWSKI F., DAUPHIN S., KESTEMAN N., LETABLIER M.-T., MEDA D., 2005, *Les inégalités entre les femmes et les hommes : les facteurs de précarité*, Collection des rapports officiels, Paris, La Documentation française.
- MILL J. S., 1848, *Principles of Political Economy*, vol. 1. The World's Great Classics. New York, The Colonial Press, 1900.
- RALLE P., 2006, « Introduction » de *la qualité de l'emploi*, L'Horty Y. (dir.), Centre d'études de l'emploi CEE, Coll. Repères, La Découverte, pp. 3-14.
- SCHMID G. ET GAZIER B., 2002, *The Dynamics of Full Employment : Social Integration through Transitional Labour Markets*, Edward Elgar, USA, Cheltenham.
- SLOANE P. J. ET WILLIAMS H., 2000, « Job satisfaction, Comparison Earnings, and Gender », *Labour*, vol.14, n°3, Septembre, pp. 473-501.
- SOUSA-POZA A. ET SOUSA-POZA A., 2000, « Taking Another Look at the Gender/Job-Satisfaction Paradox », *Kyklos*, vol. 53, n°2, pp. 135-151.
- SUPIOT A. (dir.), 1999, *Au-delà de l'emploi. Transformations du travail et devenir du droit du travail en Europe*, Rapport pour la Commission Européenne, Paris, Flammarion.
- SUPIOT A., 2005, « Le droit du travail bradé sur le « marché des normes », *Droit Social*, n°12, décembre, pp. 1087-1096.

ANNEXES

Tableau A.1
Corrélations entre les degrés de satisfaction dans chaque dimension de l'emploi
pour tous les salariés (coefficients de Pearson)

	Rémunération	Sécurité d'emploi	Type d'activité	Heures de travail	Horaires de travail	Conditions de travail	Distance au travail
Rémunération	1						
Sécurité d'emploi	0,41	1					
Type d'activité	0,41	0,34	1				
Heures de travail	0,25	0,28	0,31	1			
Horaires de travail	0,31	0,30	0,40	0,57	1		
Conditions de travail	0,45	0,35	0,54	0,35	0,46	1	
Distance au travail	0,12	0,18	0,16	0,14	0,20	0,20	1

Source : ECHP, vagues 1 à 8, Eurostat, calcul de l'auteure.

Champ : Ensemble des salariés à temps complet en 1994 et toujours présents dans le panel en 2001.

Tableau A.2
Corrélations entre les degrés de satisfaction dans chaque dimension de l'emploi
pour les hommes (coefficients de Pearson)

	Rémunération	Sécurité d'emploi	Type d'activité	Heures de travail	Horaires de travail	Conditions de travail	Distance au travail
Rémunération	1						
Sécurité d'emploi	0,38	1					
Type d'activité	0,43	0,33	1				
Heures de travail	0,26	0,33	0,31	1			
Horaires de travail	0,27	0,31	0,40	0,63	1		
Conditions de travail	0,46	0,38	0,59	0,36	0,44	1	
Distance au travail	0,12	0,16	0,20	0,17	0,23	0,22	1

Source : ECHP, vagues 1 à 8, Eurostat, calcul de l'auteure.

Champ : Ensemble des hommes salariés à temps complet en 1994 et toujours présents dans le panel en 2001.

Tableau A.3
Corrélations entre le degré de satisfaction dans l'emploi
et celui de chaque dimension de l'emploi pour tous les salariés
(coefficients de Pearson)

	Emploi
Rémunération	0,53
Sécurité d'emploi	0,48
Type d'activité	0,73
Heures de travail	0,32
Horaires de travail	0,48
Conditions de travail	0,63
Distance au travail	0,19

Source : ECHP, vagues 1 à 8, Eurostat, calcul de l'auteure.

Champ : Ensemble des salariés à temps complet en 1994 et toujours présents dans le panel en 2001.

Tableau A.4
Corrélations entre le degré de satisfaction dans l'emploi
et celui de chaque dimension de l'emploi pour les hommes
(coefficients de Pearson)

	Emploi
Rémunération	0,55
Sécurité d'emploi	0,47
Type d'activité	0,75
Heures de travail	0,35
Horaires de travail	0,45
Conditions de travail	0,64
Distance au travail	0,21

Source : ECHP, vagues 1 à 8, Eurostat, calcul de l'auteure.

Champ : Ensemble des hommes salariés à temps complet en 1994 et toujours présents dans le panel en 2001.

Tableau A.5
Déterminants des transitions d'activité de hommes, modèle Logit multinomial

		HOMMES		
Variables		Transition Temps partiel ¹	Transition Chômage ¹	Transition Inactivité ¹
Constante		28,711 ****	14,687 ****	17,123 **
Age	Moins de 30 ans	-0,031 ns	0,011 ns	-1,395 ns
	De 30 à 49 ans	ref	ref	ref
	Plus de 49 ans	0,997 **	0,749 *	0,811 ns
Diplôme	Elevé	1,712 ****	-0,197 ns	0,080 ns
	Moyen	0,304 ns	-0,143 ns	-0,626 ns
	Faible	ref	ref	ref
Couple	Ne vit pas en couple	ref	ref	ref
	Vit en couple	-0,200 ns	0,366 ns	1,936 *
Variation Couple	Stable	ref	ref	ref
	Non stable	-1,023 **	-1,296 **	-0,804 ns
Nombre d'enfants	0	ref	ref	ref
	1	0,516 ns	0,029 ns	0,063 ns
	2	-0,564 ns	-0,341 ns	-0,774 ns
	3 ou plus	0,024 ns	-1,580 ***	-0,570 ns
Variation enfant	non	ref	ref	ref
	oui	-0,228 ns	-0,944 ***	-0,977 ns
CDI	oui	ref	ref	ref
	non	-0,315 ns	0,933 ***	2,007 ***
Secteur	Privé	ref	ref	ref
	Public	1,365 ****	-0,649 ns	-0,750 ns
Ancienneté		-0,020 ns	-0,071 ***	0,051 ns
Salaire (log)		-3,419 ****	-1,292 ****	-1,760 **
Satisfaction Rémunération		-0,492 ns	-0,068 ns	-0,771 ns
Satisfaction Sécurité d'emploi		-0,453 ***	-0,785 ****	-0,996 ****
Satisfaction Type d'activité		-0,213 ns	-0,233 ns	-0,410 ns
Satisfaction Heures de travail		-2,375 ****	-2,207 ****	-1,744 ****
Satisfaction Horaires de travail		-0,831 ns	-0,434 ns	-0,364 ns
Satisfaction Conditions de travail		-0,017 ns	-0,381 **	-0,497 ns
Satisfaction Distance au travail		-0,055 ns	-0,101 ns	0,079 ns
Nombre d'observations		1444		
Log-vraisemblance		-601		
Ratio de vraisemblance		569		
R ² de McFadden		32,12		
Coefficient d'Estrella		29,36		

Source : ECHP, vagues 1 à 8, Eurostat, calcul de l'auteure.

Champ : Ensemble des hommes salariés à temps complet en 1994 et toujours présents dans le panel en 2001.

¹ Le temps complet sur toute la période est la référence

**** : significatif au seuil de 0,1 % ; *** : significatif au seuil de 1 % ; ** : significatif au seuil de 5 % ; * : significatif au seuil de 10% ; ns : non significatif au seuil de 10 %.

Tableau A.6
Comparaison des modèles avec et sans les salaires et types de contrats pour tous les salariés

Satisfactions par types de transitions	Rémunération	Sécurité d'emploi	Type d'activité	Heures de travail	Horaires de travail	Conditions de travail	Distance au travail
<i>En contrôlant <u>avec</u> le salaire et les contrats</i>							
Temps partiel	ns	-0,305****	-0,376***	-1,425****	ns	ns	ns
Chômage	ns	-0,695****	ns	-1,712****	ns	-0,277**	ns
Inactivité	ns	-0,541****	-0,395**	-1,096****	-0,428**	-0,293*	ns
<i>En contrôlant <u>sans</u> le salaire et les contrats</i>							
Temps partiel	ns	-0,302****	-0,491****	-1,330****	ns	ns	ns
Chômage	ns	-0,842****	-0,240*	-1,528****	ns	-0,326**	ns
Inactivité	ns	-0,706****	-0,470***	-0,837****	-0,473**	-0,375*	ns

Source : ECHP, vagues 1 à 8, Eurostat, calcul de l'auteure.

Champ : Ensemble des salariés à temps complet en 1994 et toujours présents dans le panel en 2001.

DERNIERS NUMÉROS PARUS :

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

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

N° 65 *L'émergence des politiques de l'emploi (1945-1973)*

JACQUES FREYSSINET

juillet 2006

N° 64 *Les modes de coordination des acteurs locaux autour des dispositifs du Pare et du Pap. Une synthèse de l'enquête*

ALBANE EXERTIER, AGNES GRAMAIN, ANNE LEGAL

juillet 2006