

cee

CENTRE D'ÉTUDES DE L'EMPLOI

Octobre
2010

La mobilité de la main-d'œuvre
en Europe : le rôle des caractéristiques
individuelles et de l'hétérogénéité
entre pays

Christine Erhel,
Mathilde Guergoat-Larivière

130

Document de travail

La mobilité de la main-d'œuvre en Europe : le rôle des caractéristiques individuelles et de l'hétérogénéité entre pays

CHRISTINE ERHEL

christine.erhel@univ-paris1.fr

CEE, Université Paris 1, CES

MATHILDE GUERGOAT-LARIVIÈRE

mathilde.guergoat@cee-recherche.fr

Université Paris 1, CES, CEE

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 130

octobre 2010

ISSN 1776-3096
ISBN 978-2-11-098588-0

LA MOBILITÉ DE LA MAIN-D'ŒUVRE EN EUROPE : LE RÔLE DES CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES ET DE L'HÉTÉROGÉNÉITÉ ENTRE PAYS

Christine Erhel, Mathilde Guergoat-Larivière

RÉSUMÉ

Cet article propose une analyse des déterminants des transitions sur le marché du travail en Europe. Sur la base des données du panel européen EU-SILC pour 2005-2006, il étudie d'une part les transitions entre emploi, chômage et inactivité et, d'autre part, les transitions au sein de l'emploi, et montre comment certains facteurs tels que le niveau d'éducation, le sexe, l'âge mais également la santé ou la situation matrimoniale jouent sur la qualité de ces transitions. Certains groupes sociaux apparaissent défavorisés en termes de mobilité sur le marché du travail, en particulier les peu qualifiés, les seniors, les personnes en mauvaise santé, mais également, dans une moindre mesure, les femmes et les jeunes. Dans une perspective comparative, l'analyse valide l'hypothèse d'hétérogénéité des transitions au sein de l'Union européenne, certains pays augmentant par exemple la probabilité de connaître des mobilités favorables (notamment les pays nordiques). Ces résultats soulignent l'importance de promouvoir les politiques susceptibles d'améliorer la qualité des transitions, notamment les politiques d'éducation et les politiques d'emploi visant les groupes les plus pénalisés sur le marché du travail.

Mots-clefs : marché du travail, transitions, mobilité, Europe.

Codes JEL : J08, J60

Individual transitions and labour market regimes in the EU 27

Abstract

This article deals with the determinants of labour market transitions in Europe. Using EU-SILC database for the years 2005-2006, it focuses on transitions between employment, unemployment and inactivity as well as on transitions within employment. It appears that factors such as education, gender, age as well as health or marital status have an impact on the quality of these transitions. In particular, some social groups such as low qualified, women, youth, senior workers and people with ill-health seem particularly affected by unfavourable transitions. In a comparative perspective, the hypothesis of inter-country heterogeneity is empirically validated, and some countries seem to increase the probability to experience favourable mobility (Nordic countries). The results highlight the necessity of policies aiming at increasing initial education levels and helping disadvantaged groups on the labour market to manage their transitions.

Key words: *labour market, transitions, mobility, Europe.*

INTRODUCTION¹

La mobilité de la main-d'œuvre entre le chômage, l'emploi et l'inactivité constitue un enjeu très important pour les politiques de l'emploi et les politiques sociales. Outre l'objectif d'améliorer les sorties du chômage vers l'emploi, il s'agit également, dans une perspective plus large de cycle de vie, de favoriser le retour à l'emploi après une période d'inactivité qui peut être choisie (formation, congés parentaux) ou contrainte (longue maladie ou invalidité). Cette question de la mobilité rejoint ainsi les préoccupations d'élévation générale des taux d'emploi, et de sécurisation des parcours professionnels – au-delà du poste occupé et des événements qui peuvent affecter l'individu –, telles qu'elles sont formulées par l'Union européenne dans le cadre de la Stratégie de Lisbonne. La possibilité de réaliser de « bonnes » transitions, et en particulier de passer du non-emploi à l'emploi, mais aussi d'aller vers un emploi mieux rémunéré, ou à temps plein, fait partie des indicateurs de « qualité de l'emploi » définis à Laeken en 2001. Cependant, l'analyse empirique des transitions individuelles sur le marché du travail demeure relativement peu développée, en particulier dans une perspective comparative. À partir du panel EU-SILC (*Survey on Income and Living Conditions*) d'Eurostat, cet article propose une analyse des principaux facteurs individuels influençant la mobilité de la main-d'œuvre, en prenant en compte explicitement le rôle joué par la diversité des marchés du travail en Europe.

1. UNE APPROCHE DYNAMIQUE DU MARCHÉ DU TRAVAIL

L'analyse du marché du travail sur la base des flux bruts d'emplois ou de travailleurs constitue une orientation de recherche désormais bien établie. Elle se fonde tout d'abord sur des éléments empiriques qui montrent que les analyses plus traditionnelles en termes de stocks d'emplois ou de chômeurs induisent une vision tronquée du fonctionnement du marché du travail. Par exemple, il apparaît que les sorties du chômage vers l'emploi sont plus importantes dans l'absolu pendant les périodes de récession que pendant les phases de croissance : si le chômage augmente, c'est parce que les entrées au chômage augmentent également, et de manière plus importante (Burda, Wyplosz, 1994). Du point de vue théorique, ces travaux s'appuient principalement sur le modèle d'appariement (Pissarides, 1990 ; Mortensen et Pissarides, 1994), qui développe une approche de l'équilibre du marché du travail comme un équilibre de flux, à partir des décisions de création et de destruction d'emploi des entreprises. La littérature économique existante peut être répartie en deux grands types d'approches selon que l'accent est mis sur les comportements des entreprises, ou bien sur les choix de mobilité des travailleurs (Davis *et al.*, 2006). Dans le premier cas, ce sont des données d'entreprises qui servent de base à l'analyse, qui porte sur les créations et destructions d'emplois, tandis que la seconde orientation de recherche repose sur des données individuelles longitudinales, permettant d'identifier soit les embauches et séparations, soit les transitions emploi-chômage-inactivité². Cet article se situe dans cette dernière perspective.

¹ Les auteures remercient Pierre Courtioux et Richard Duhautois pour leurs conseils et leur assistance technique.

² Ces deux types d'approches peuvent être menées conjointement sur la base de sources statistiques différentes (OCDE, 2009 ; Commission européenne, 2009), voire combinées si un appariement entre données d'entreprises et données sur les

De ce fait, il rejoint également d'autres travaux socio-économiques qui se concentrent sur les choix des travailleurs ou plus largement des personnes en âge de travailler, tels que les approches en termes de « marchés transitionnels » (Schmid, Gazier, 2002 ; Muffels, 2008), qui insistent d'une part sur l'importance croissante de la mobilité entre les différents états sur le marché du travail, emploi, chômage et inactivité, mais aussi au sein de l'emploi, et d'autre part, sur le développement des situations intermédiaires entre ces états, telles que l'emploi à temps partiel, la formation professionnelle, les congés parentaux, etc. Dans cette perspective il apparaît nécessaire de progresser dans la connaissance de ces différentes transitions et de leurs déterminants, un problème majeur étant les inégalités entre les groupes sociaux du point de vue de la mobilité : les bonnes transitions tendent à se concentrer sur les individus favorisés, tandis que les risques d'enfermement dans des trajectoires d'exclusion du marché du travail, ou de temps partiel subi, concernent plus particulièrement certains groupes, tels que les femmes, les non qualifiés, les seniors, etc. Enfin, la mobilité et la qualité des transitions constituent un objectif explicite des politiques publiques, en particulier en Europe. La stratégie de « flexicurité » définie depuis 2007 par l'Union européenne³ met l'accent sur l'importance des mesures d'accompagnement et de sécurisation des transitions, en particulier sur le retour à l'emploi via les politiques actives de l'emploi et l'accompagnement des chômeurs, mais également le soutien au maintien dans l'emploi des salariés à haut risque de sortie vers l'inactivité (seniors, femmes, etc.). Par ailleurs, l'objectif de « qualité de l'emploi » présent dans la Stratégie européenne pour l'emploi (SEE) inclut une dimension dynamique : les transitions entre le non emploi et l'emploi font en effet partie des indicateurs de qualité de l'emploi définis à Laeken en 2001 (Davoine, Erhel, 2008). Cependant, en grande partie du fait de problèmes de disponibilité des données, un nombre limité d'études a analysé ces transitions dans une perspective comparative.

La littérature empirique sur les flux sur le marché du travail aborde essentiellement deux questions. Premièrement, elle analyse la variabilité des flux entre pays, et cherche à la relier aux différences institutionnelles. Il apparaît essentiellement que la mobilité est plus importante dans les pays anglo-saxons, ce qui oriente vers l'hypothèse selon laquelle le degré de protection de l'emploi réduirait les flux de réallocation de l'emploi (Haltiwanger *et al.*, 2006). Deuxièmement, ces travaux s'intéressent aux déterminants individuels des flux, tant du côté des flux d'emplois (créations et destructions) que des transitions des travailleurs. Les facteurs jouant sur les rotations d'emplois dans les entreprises sont principalement la taille et le secteur d'activité : les flux d'emploi et de main-d'œuvre apparaissent plus importants dans les petites entreprises, et dans certains secteurs tels que l'hôtellerie-restauration, la construction, les activités immobilières (OCDE, 2009). Du côté des travailleurs, les caractéristiques individuelles telles que l'âge, le genre, ou le niveau de diplôme jouent sur les transitions. Les jeunes, les femmes, et les non diplômés connaissent globalement davantage de mobilité entre emploi et non emploi (inactivité ou chômage), mais les femmes et les non diplômés ont une plus faible probabilité de connaître une transition favorable (*i.e.* vers l'emploi) (Commission européenne, 2009).

Les limites principales des travaux centrés sur les transitions individuelles sont de trois ordres.

travailleurs est possible, comme dans le cas du *Longitudinal Employer Household Dynamics* (LEHD) américain (Davis *et al.*, 2006).

³ Voir la communication de la Commission du 27 juin 2007 : « Vers des principes communs de flexicurité : des emplois plus nombreux et de meilleure qualité en combinant flexibilité et sécurité » (COM (2007)359).

Premièrement, ils s'appuient très rarement sur des données harmonisées et ne permettent donc pas de comparaison fiable entre pays. On peut signaler trois exceptions récentes : les travaux de Haltiwanger *et al.* (2006) et de l'OCDE (OCDE, 2009) portant sur des données d'entreprises harmonisées, et ceux de la Commission européenne (Commission européenne, 2009) qui utilise le *Labour Force Survey* (Eurostat). Dans cet article, nous exploitons la base EU-SILC (*Survey on Income and Living Conditions*), qui est constituée à partir d'enquêtes comparables entre vingt-quatre pays de l'Union européenne, et qui n'a pas, à notre connaissance, fait l'objet d'une exploitation similaire. Cette base permet soit d'utiliser une variable déclarative sur la transition éventuellement réalisée par un individu depuis l'année précédente, soit de reconstruire les transitions annuelles sur la base du statut déclaré en t et en $t+1$, en utilisant la dimension longitudinale de l'enquête. Elle présente également l'intérêt d'inclure un nombre important de pays, très différents les uns des autres en termes de fonctionnement du marché du travail (OCDE, 2006 ; Amable, 2005 ; Davoine *et al.*, 2008). Du point de vue comparatif, un des enjeux de l'analyse sera de voir si ces typologies usuelles sont pertinentes lorsqu'on analyse des données de transition, plutôt que les performances en termes de taux de chômage et de taux d'emploi.

Deuxièmement, les travaux analysant les transitions individuelles utilisent des méthodologies essentiellement descriptives. Dans cet article, nous cherchons à obtenir des résultats, toutes choses égales par ailleurs, en utilisant des régressions logistiques. Du fait de la pluralité des destinations possibles à partir d'un statut donné, nous utilisons notamment des logits multinomiaux pour l'analyse des transitions entre emploi, chômage et inactivité.

Troisièmement, dans les travaux de l'OCDE et de la Commission européenne, les variables introduites dans l'analyse sont assez limitées. En particulier, du côté des variables indépendantes, elles n'incluent pas d'information sur la situation familiale dont on peut supposer qu'elle joue un rôle important dans les transitions, en particulier celles des femmes. Les transitions analysées ne comprennent pas les transitions au sein de l'emploi, notamment celles entre l'emploi temporaire et l'emploi permanent, ou entre l'emploi à temps partiel et l'emploi à temps plein, qui constituent un enjeu important en termes de qualité de l'emploi. Dans cet article, nous cherchons à exploiter l'ensemble des informations disponibles dans le panel SILC (*Survey on Income and Living Conditions*), notamment les questions sur l'état de santé et la situation familiale.

La deuxième section de l'article présente la base de données utilisée, et expose la méthode. La troisième section propose une première approche de l'importance et de la structure des transitions sur le marché du travail en Europe, à partir de statistiques descriptives. Les sections 4 et 5 développent une analyse des déterminants des transitions, tout d'abord entre l'emploi, le chômage et l'inactivité, puis au sein de l'emploi (entre temps partiel et temps plein, et entre emploi temporaire et permanent).

2. PRÉSENTATION DE LA BASE DE DONNÉES ET MÉTHODE D'ESTIMATION

2.1. Le panel européen EU-SILC (*Survey on Income and Living Conditions*)

Pour cette analyse des transitions sur le marché du travail en Europe, nous utilisons le volet longitudinal de la base européenne EU-SILC. Cette base, qui remplace le Panel communautaire des ménages (ECHP, 1994-2001), est disponible depuis 2003 et comprend chaque année

d'avantage de pays⁴. Elle comporte deux volets, l'un transversal, l'autre longitudinal avec un panel qui est interrogé pendant quatre années consécutives. En 2004, seuls treize pays membres de l'Union européenne⁵ et la Norvège étaient inclus dans la base transversale et remplissaient également, pour la plupart, la première année du volet longitudinal. En 2005, la quasi-totalité des pays a été intégrée dans les deux volets de la base. Ainsi, pour 2005 et 2006, nous disposons de données longitudinales pour tous les pays de l'UE (hormis la Roumanie, la Bulgarie et Malte) ainsi que pour la Norvège et l'Islande.

La mobilité est appréhendée sur une base annuelle et, compte tenu de la disponibilité des données, l'analyse se concentre sur les changements ayant eu lieu entre 2005 et 2006. La base longitudinale permet de repérer directement la mobilité entre 2005 et 2006, pour les individus interrogés les deux années consécutives, grâce à la variable d'activité qui distingue quatre états sur le marché du travail⁶ : emploi, chômage, retraité et autre inactif. Par rapport à la variable déclarative sur la mobilité au cours de l'année précédente, qui est présente dans la base transversale, on peut penser que ces données sont plus fiables, et par ailleurs elles apparaissent également beaucoup mieux renseignées. Pour les individus en emploi, les transitions entre emploi à temps partiel et emploi à temps complet sont repérées grâce à une variable complémentaire de statut déclaré. Enfin, les transitions entre emploi temporaire et emploi permanent sont identifiées à partir d'une variable précisant le type de contrat de travail.

Dans cette base, nous disposons enfin des principales variables socio-économiques telles que le sexe, l'âge (scindé en trois classes pour distinguer les possibles effets non linéaires), le niveau d'éducation selon la typologie CITE (niveau 0 à 6, proposée par l'Unesco)⁷. D'autres variables moins fréquemment utilisées telles que la situation matrimoniale (en couple ou non) et l'état de santé – mesuré à travers une variable indiquant la présence d'une maladie chronique – sont également incluses dans l'analyse.

2.2. La méthode d'analyse des transitions

À l'instar des travaux récents mobilisant le concept de transitions (Commission européenne, 2004 et 2009 ; OCDE, 2009 ; Burda, Wyplosz, 1994), nous retenons un découpage en trois modalités pour le statut sur le marché du travail (en emploi, au chômage et inactif), et nous construisons des matrices de transition synthétisant les changements de situation entre deux années consécutives. Afin de procéder à un premier repérage du rôle joué par les principales caractéristiques individuelles, nous avons décomposé ces matrices de transition par tranche d'âge et par genre. Nous avons également construit ces indicateurs par pays afin d'appréhender l'hétérogénéité au sein des pays européens. Ces analyses descriptives sont présentées dans la section 3.

Afin d'obtenir des résultats, toutes choses égales par ailleurs, concernant les facteurs influençant ces transitions, nous utilisons ensuite des régressions logistiques. Dans toutes ces

⁴ Pour l'année 2003, la base se réduit au Luxembourg, à la Grèce et au Portugal, et au Danemark.

⁵ Il s'agit de la Belgique, du Danemark, de l'Estonie, de la Grèce, de l'Espagne, de la France, de l'Irlande, de l'Italie, du Luxembourg, de l'Autriche, du Portugal, de la Finlande et de la Suède.

⁶ Les variables utilisées sont présentées de manière détaillée dans l'annexe A.

⁷ Les catégories correspondantes sont précisées dans l'annexe A. Dans la base SILC, la catégorie 6 n'est pas distinguée de la catégorie 5.

régressions, nous limitons notre échantillon aux personnes âgées de 15 à 65 ans. Les variables d'intérêt prenant selon les cas deux ou trois modalités, nous mobilisons alternativement des logits binomiaux et des logits multinomiaux. L'analyse des transitions entre emploi, chômage et inactivité utilise tout d'abord un modèle multinomial. Dans un deuxième temps, une modélisation dichotomique permet d'analyser les transitions entre emploi temporaire et emploi permanent et enfin entre emploi à temps partiel et emploi à temps plein. Chaque variable explicative qualitative à plus de deux modalités est remplacée par autant d'indicatrices qu'elle contient de modalités. Une catégorie de référence est également choisie pour chaque variable :

- pour l'âge, la modalité intermédiaire (25-54 ans) ;
- pour le niveau d'éducation, les modalités 0 et 1 sont regroupées et prises comme référence.

Pour les variables proprement dichotomiques, les références choisies sont les suivantes : homme, vivant en couple, ne souffrant pas d'une maladie chronique.

Afin de tenir compte de l'hétérogénéité entre pays (institutions, contexte macroéconomique...), des indicatrices de pays sont intégrées dans toutes nos régressions. Dans une perspective de comparaison européenne des transitions, nous proposons une interprétation des coefficients associés à ces indicatrices en la reliant aux analyses institutionnelles comparatives (Amable, 2005). Le pays retenu comme référence est alors l'Allemagne, qui, outre le fait qu'elle constitue le pays le plus peuplé en Europe, apparaît en position moyenne d'après les statistiques descriptives⁸.

L'étude des transitions entre emploi, chômage et inactivité conduit à distinguer neuf types possibles de transition. Afin de faciliter l'interprétation des estimations, nous choisissons de mener trois régressions successives. La première est réalisée en ne considérant que les individus qui étaient en emploi en 2005 : on observe leurs probabilités comparées de transiter vers le chômage, vers l'inactivité ou de rester en emploi. Les deux régressions suivantes suivent le même principe, l'une pour les individus au chômage en 2005 et l'autre pour les individus inactifs en 2005.

Dans le cas des logits multinomiaux, en notant Y_i la transition d'un individu i d'un état donné en 2005 vers un autre état en 2006, et X_i les caractéristiques individuelles de l'individu i en 2005 (sexe, éducation initiale, âge, situation matrimoniale, état de santé, pays de résidence), nous estimons donc un modèle expliquant la probabilité d'être en emploi au chômage ou inactif en 2006 spécifié de la manière suivante :

$$P(Y_i = j) = \frac{e^{\beta_j X_i}}{\sum_{k=1}^3 e^{\beta_k X_i}} \text{ pour } j = 1(\text{emploi}); 2(\text{chômage}); 3(\text{inactivité})$$

Pour procéder à l'estimation du modèle, il convient de choisir une modalité de référence (Afsa, 2003). Pour chaque logit multinomial, la situation de référence est celle où l'individu ne change pas d'état. Ainsi, lorsque nous observons, par exemple, les déterminants des transitions depuis l'emploi, nous choisissons comme référence le fait de rester en emploi. Les coefficients associés au passage vers le chômage ou l'inactivité dans les résultats de la régression se comprennent donc relativement au fait de rester en emploi.

⁸ À l'exception de la régression portant sur la transition temps partiel temps plein où la France constitue la référence, cette variable n'étant pas renseignée pour l'Allemagne ; cf. *infra* section 5.

Dans la première régression, la référence est donc le cas où $j=1$ et le modèle à partir duquel nous estimons les coefficients β se réécrit ainsi :

$$P(Y_t = j) = \frac{e^{\beta_j X_t}}{1 + e^{\beta_2 X_t} + e^{\beta_3 X_t}} \text{ pour } j = 2, 3$$

Et

$$P(Y_t = 1) = \frac{1}{1 + e^{\beta_2 X_t} + e^{\beta_3 X_t}}$$

Les valeurs des coefficients ne pouvant pas être interprétés directement dans le cas des régressions non-linéaires, nous interprétons simplement leur signe qui nous informe sur la nature de l'impact de chacune des variables explicatives sur les rapports des probabilités de transition vers un des trois états (emploi, chômage, inactivité).

Dans les logits binomiaux, pour faciliter l'interprétation, nous modélisons la probabilité de faire une « bonne transition » *i.e.* une transition depuis l'emploi temporaire vers l'emploi permanent et depuis l'emploi à temps partiel vers l'emploi à temps plein.

3. L'IMPORTANCE ET LA STRUCTURE DES TRANSITIONS SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL EN EUROPE

Selon les données de la base SILC, la mobilité sur le marché du travail apparaît élevée en Europe : entre 2005 et 2006, les changements de statut sur le marché du travail représentent plus de 20 % de l'emploi, et les mouvements au sein de l'emploi s'élèvent à 9,5 % de l'emploi, soit un taux de réallocation annuel de la main-d'œuvre de 30 %⁹. Ces chiffres sont comparables à ceux obtenus par l'OCDE sur la base de données internationales harmonisées sur les flux de travailleurs pour vingt-deux pays : la réallocation de la main-d'œuvre (définie comme la somme des embauches et des cessations d'emploi) s'élève à près de 33 % de l'emploi salarié pendant la période 2000-2005 (OCDE, 2009). Ces chiffres sont en revanche supérieurs à ceux que calcule la Commission européenne, sur la base des données du LFS (moyenne de 22,8 % pour l'UE 8 entre 2002 et 2007), pour plusieurs raisons. D'une part, nous utilisons une définition plus large des transitions sur le marché du travail, incluant les flux entre chômage et inactivité. D'autre part, nous estimons la mobilité au sein de l'emploi sur la base d'une variable déclarative¹⁰ (personnes déclarant avoir changé d'emploi au cours de l'année), qui peut conduire à des biais pour certains pays, ou à des problèmes de doubles comptes si ces mobilités se sont accompagnées d'un passage par le chômage ou l'inactivité. C'est pour cette raison que nous présentons l'indicateur total de mobilité, mais également sa décomposition entre transitions sur le marché du travail, et mobilité au sein de l'emploi. Les différences entre pays sont importantes, en particulier lorsque l'on tient compte de la mobilité au sein de l'emploi. Les pays où la rotation de la main-d'œuvre apparaît la plus élevée sont le Royaume-Uni et l'Espagne, ainsi que certains nouveaux pays membres (Hongrie, Lituanie, Slovaquie, Pologne, Estonie). On peut faire l'hypothèse que ces pays connaissent d'import-

⁹ Il s'agit ici de la mobilité observée sur une base annuelle. Cette fenêtre d'observation conduit à sous estimer la mobilité, dans la mesure où les contrats courts ou missions d'intérim peuvent donner lieu à des mobilités très fréquentes, au cours de quelques mois voire semaines. Toutefois, la mobilité infra annuelle est difficile à appréhender sur la base des données d'enquête auprès des individus, la disponibilité des calendriers d'activité mois par mois étant limitée.

¹⁰ Cette variable est décrite en annexe.

tantes réallocations de l'emploi du fait des transformations structurelles et sectorielles en cours. À l'opposé, les pays continentaux (au premier rang desquels la France, mais aussi la Slovénie, les Pays-Bas, la Belgique) connaissent une plus faible mobilité sur le marché du travail.

**Tableau 1 : Les indicateurs de mobilité de la main-d'œuvre, 2005-2006
(en % de l'emploi en 2005)**

Pays	Transitions entre emploi, chômage et inactivité	Mobilité au sein de l'emploi	Total mobilité de la main-d'œuvre
Moyenne base	21,0	9,6	30,5
France	15,6	6,2	21,7
Slovénie	20,5	2,9	23,4
Pays Bas	19,1	4,7	23,8
Chypre	15,9	9,4	25,3
Belgique	17,6	8,3	25,9
Grèce	19,8	6,5	26,3
Autriche	20,5	6,4	26,8
Suède	19,9	8,1	27,9
Rép. Tchèque	19,1	8,8	28,0
Allemagne	23,0	6,3	29,3
Portugal	21,5	7,8	29,3
Irlande	20,5	8,9	29,4
Italie	21,3	10,7	32,0
Finlande	25,0	8,4	33,4
Lituanie	23,4	11,1	34,5
Estonie	21,6	13,3	34,8
Pologne	30,7	5,3	36,0
Slovaquie	21,0	16,0	37,0
Royaume-Uni	16,4	21,2	37,5
Lettonie	31,1	10,4	41,6
Espagne	27,1	16,9	44,0
Hongrie	28,1	18,4	46,5

Source : EU-SILC, base longitudinale, calcul des auteurs.

Au-delà de cette approche globale de la mobilité, la base de données utilisée permet de construire des matrices de transition, sur la base des transitions annuelles entre l'emploi, le chômage et l'inactivité. Les résultats (tableau 2) sont présentés en pourcentage du nombre de personnes occupant le statut initial l'année précédente (soit les individus en emploi, soit les chômeurs, soit les inactifs), et ne sont donc pas directement comparables entre différents états initiaux, ni avec les données du tableau 1. Toutefois, ils permettent d'avoir une première approche de la structure des transitions sur le marché du travail, ainsi que des principales différenciations par genre, âge, ou encore pays.

Tableau 2 : Les matrices de transition par statut d'activité, 2005-2006 (%), selon le genre

Statut en 2005 \ Statut en 2006	Total (15-64 ans)			Hommes			Femmes		
	Emploi	Chômage	Inactivité	Emploi	Chômage	Inactivité	Emploi	Chômage	Inactivité
Emploi	91,9	2,8	5,3	93,2	2,8	4,0	90,3	2,9	6,8
Chômage	32,3	52,0	15,7	35,1	52,9	12,0	29,7	51,1	19,2
Inactivité	4,0	1,4	94,6	3,6	1,2	95,2	4,3	1,5	94,2

Source : EU-SILC, base longitudinale, calcul des auteurs.

Note de lecture : Parmi les femmes au chômage en 2005, 29,7 % ont retrouvé un emploi en 2006.

Tableau 3 : Les matrices de transition par statut d'activité, 2005-2006 (%), selon l'âge

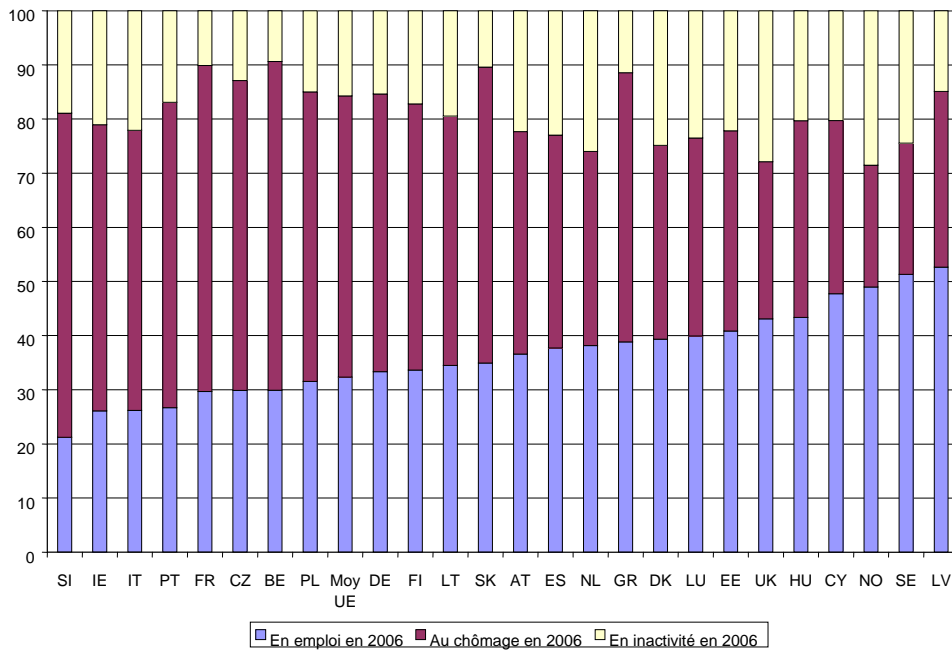
Statut en 2005 \ Statut en 2006	15-24 ans			55-64 ans		
	Emploi	Chômage	Inactivité	Emploi	Chômage	Inactivité
Emploi	82,5	5,7	11,8	83,0	2,5	14,4
Chômage	37,3	45,7	16,9	11,8	57,9	30,4
Inactivité	12,0	3,9	84,1	2,6	0,9	96,4

Source : EU-SILC, base longitudinale, calcul des auteurs.

Globalement les probabilités de sortie vers l'inactivité apparaissent plus élevées pour les femmes que pour les hommes (en particulier depuis le chômage), tandis que leur probabilité de retour à l'emploi apparaît plus faible depuis le chômage, mais plus élevée depuis l'inactivité. L'inactivité ne semble donc pas jouer le même rôle pour les hommes que pour les femmes, marquant davantage une trajectoire de relégation durable dans le cas des premiers. De plus, des analyses descriptives complémentaires croisant l'âge et le genre (cf. annexe B) montrent que les écarts hommes femmes sont les plus importants en milieu de cycle de vie. On retrouve en particulier l'écart sur la transition chômage inactivité, qui est de dix points plus élevée pour les femmes dans cette tranche d'âge. Les femmes en emploi ont également deux fois plus de chances d'aller vers l'inactivité, tandis que leur risque de chômage est similaire à celui des hommes.

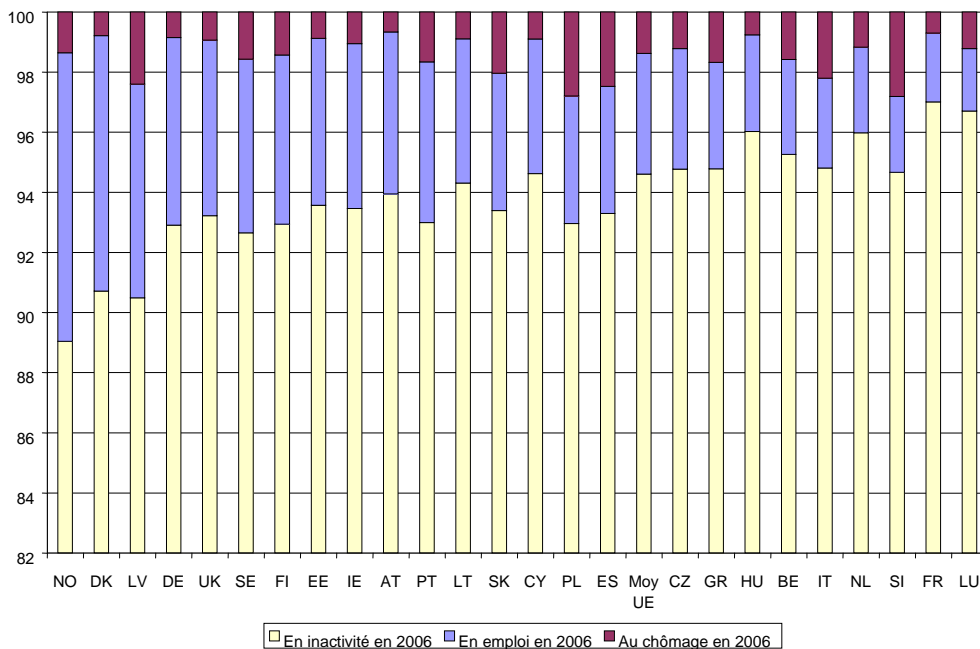
Les jeunes connaissent globalement des changements de statuts plus nombreux, que ce soit depuis l'emploi vers le chômage ou l'inactivité, ou vers l'emploi depuis les autres situations. En revanche, les transitions des plus de 55 ans sont fortement marquées par les sorties vers l'inactivité (depuis l'emploi, mais aussi depuis le chômage) et leur probabilité de transition vers l'emploi depuis le chômage est plus de trois fois plus faible que pour l'ensemble de l'échantillon. Ces résultats concernant le rôle des variables démographiques sont conformes aux travaux récents sur d'autres bases de données (OCDE, 2009 ; Commission européenne, 2009).

Graphique 1 : Transitions depuis le chômage 2005



Source : EU-SILC, base longitudinale, calculs des auteurs.

Graphique 2 : Transitions depuis l'inactivité en 2005



Source : EU-SILC, base longitudinale, calculs des auteurs.

D'un point de vue comparatif, les matrices de transition font également apparaître des différences importantes entre pays. Si l'on choisit de se concentrer sur les transitions favorables (vers l'emploi), on observe ainsi que le taux de transition annuel du chômage vers l'emploi dépasse 40 % au Royaume-Uni, en Norvège, en Suède, en Autriche ou encore en Lituanie, tandis qu'il se situe entre 20 et 25 % pour la Slovénie, le Portugal, ou la Pologne (graphique 1). Le taux de transition annuel de l'inactivité à l'emploi est compris entre moins de 3 % pour la France, la Slovénie, la Belgique, les Pays-Bas et plus de 8 % pour le Danemark ou la Norvège (graphique 2).

De manière générale, et sans présumer du degré d'hétérogénéité très important selon les transitions considérées, qui rend les comparaisons globales difficiles, des groupes de pays se distinguent les uns des autres. Les pays du Nord (Norvège, Suède et Danemark) sont caractérisés par des transitions plus importantes du non emploi vers l'emploi. La Lituanie et le Royaume-Uni apparaissent proches de ce premier groupe. La France, l'Italie, ou la Belgique, présentent des profils différents, avec une forte probabilité de rester en emploi pour les personnes déjà en emploi, et à l'inverse une part plus faible de transitions depuis l'inactivité et le chômage vers l'emploi (cf. graphiques 1 et 2, et l'annexe C). On peut également souligner quelques pays très spécifiques, comme les Pays-Bas ou la Hongrie qui se distinguent par leur probabilité de transition de l'emploi vers l'inactivité : elle s'élève à plus de 10 %, soit la plus élevée des pays de la base, la moyenne étant de 5,3 %. Ceci oriente vers l'hypothèse selon laquelle l'inactivité occupe une place particulière dans ces pays, en particulier pour les femmes¹¹.

Ces statistiques descriptives révèlent l'importance des transitions et de la mobilité de la main-d'œuvre sur le marché du travail en Europe. Elles confirment l'importance de l'hétérogénéité selon deux dimensions : les caractéristiques individuelles, et les pays. Dans l'analyse qui suit, nous tenterons d'approfondir l'analyse des facteurs individuels jouant sur les transitions à partir d'approches, toutes choses égales par ailleurs. L'hétérogénéité internationale sera prise en compte au travers d'effets fixes pays.

4. LES TRANSITIONS ENTRE DIFFÉRENTS STATUTS SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL

D'après les études existantes (OCDE, 2009 ; Commission européenne, 2009), il semble que le sexe, l'âge et le niveau de diplôme jouent un rôle dans la structuration des transitions entre les principaux statuts sur le marché du travail. Toutefois, ces résultats sont obtenus sur la base d'analyses descriptives, alors que la base SILC nous permet d'isoler les effets des différentes caractéristiques individuelles en utilisant des régressions logistiques. De plus, elle comprend également des informations sur l'état de santé déclaré et sur la situation familiale, dont on sait qu'elle joue un rôle sur les décisions d'offre de travail. Notre analyse cherche à identifier l'effet de ces caractéristiques sur les transitions entre trois états, l'emploi, le chômage et l'inactivité, en prenant en compte l'hétérogénéité entre les pays européens, dont on a vu l'importance au travers des statistiques descriptives.

Dans ce qui suit nous nous intéresserons tout d'abord aux facteurs influençant la probabilité de rester en emploi, ou à l'inverse d'en sortir vers l'inactivité ou le chômage, sur la base

¹¹ La part des transitions de l'emploi vers l'inactivité est en effet nettement plus élevée pour les femmes dans ces pays, avec 15 % pour la Hongrie et 17 % pour les Pays-Bas (la moyenne de la base se situant à 7 % pour les femmes).

d'une régression logistique multinomiale dont les résultats sont présentés dans le tableau 4. Puis nous analyserons les transitions à partir du chômage ou de l'inactivité, et plus particulièrement les facteurs jouant sur la probabilité de sortie vers l'emploi (les résultats détaillés correspondants étant présentés dans l'annexe C).

Tableau 4 : Probabilité de transition depuis l'emploi (logit multinomial)

	Vers le chômage	Vers l'inactivité
Constante	-3,1180*** (0,0916)	-2,9642*** (0,0660)
Éducation initiale		
<i>ISCED 0 et 1</i>	REF	REF
<i>ISCED 2</i>	-0,1695* (0,0641)	-0,3667*** (0,0482)
<i>ISCED 3</i>	-0,5810*** (0,0564)	-0,7769*** (0,0438)
<i>ISCED 4</i>	-0,8004*** (0,0995)	-0,9189*** (0,0738)
<i>ISCED 5</i>	-1,2847*** (0,0701)	-1,0844*** (0,0487)
Femme	0,01738*** (0,0362)	0,7279*** (0,0266)
Âge		
<i>15-24 ans</i>	0,5516*** (0,0546)	1,2901*** (0,0416)
<i>25-54 ans</i>	REF	REF
<i>55-64 ans</i>	-0,1939* (0,0641)	1,3122*** (0,0309)
Vie en couple	-0,5506*** (0,0418)	0,1257*** (0,0329)
Maladie chronique	0,2151*** (0,0451)	0,4813*** (0,0295)
Indicatrices de pays	Oui	
Observations	119833	

Source : EU-SILC, base longitudinale, calculs des auteurs.

Note : La transition de l'emploi vers l'emploi sert de référence. Le modèle est estimé avec des indicatrices pays qui ne sont pas reportées dans le tableau, mais figurent en annexe C. Les variables « vie en couple » et « maladie chronique » sont définies à partir de la première année d'interrogation.

On constate que l'éducation est corrélée positivement avec la stabilité dans l'emploi : les individus plus qualifiés ont plus de chances de rester en emploi que les individus moins diplômés. Les diplômés constituent donc une protection à la fois contre le chômage et contre l'inactivité.

Par ailleurs, selon ces résultats, les femmes sont plus susceptibles que les hommes en moyenne et toutes choses égales par ailleurs de connaître une transition vers le chômage. Cet effet différencié selon le genre est encore plus marqué lorsqu'on observe les transitions vers l'inactivité.

L'âge joue aussi un rôle important dans les transitions entre emploi, chômage et inactivité. Les individus âgés de 15 à 24 ans ont plus de chances de transiter vers le chômage ou l'inactivité que de rester en emploi comparativement aux individus âgés de 25 à 54 ans. En revanche, les travailleurs de 55 à 64 ans ont à la fois moins de chances de transiter vers le chômage et plus de chances de transiter vers l'inactivité en partant de l'emploi, en comparaison par rapport aux 25-54 ans. Ceci semble concordant avec l'idée selon laquelle les transitions hors de l'emploi des travailleurs seniors se font le plus souvent directement vers l'inactivité, plutôt que via une période de chômage.

On constate également que les personnes vivant en couple (mariés ou en concubinage) présentent une probabilité plus faible de transiter de l'emploi vers le chômage que les personnes ne se déclarant pas en couple. En revanche, elles connaissent une probabilité plus forte de passer de l'emploi vers l'inactivité. On peut supposer que la vie maritale constitue un proxy pour un certain nombre d'autres variables non observables jouant positivement sur le fait d'avoir un emploi. L'impact positif de la variable « couple » sur la probabilité de transiter de l'emploi vers l'inactivité est très certainement à relier aux trajectoires des femmes quittant le marché du travail plus ou moins temporairement pour s'occuper de leurs enfants.

Enfin, les personnes en mauvaise santé connaissent des transitions plus défavorables : elles ont plus de chances de transiter vers le chômage ou l'inactivité comparativement à des individus en bonne santé.

L'introduction d'indicatrices de pays fait ressortir différentes spécificités nationales en particulier concernant le rôle de l'inactivité (les résultats détaillés sont présentés en annexe dans le tableau C1). Rappelons ici que le pays de référence étant l'Allemagne, les comparaisons se font par rapport au marché du travail allemand. On constate que la Hongrie et surtout les Pays-Bas sont caractérisés par des transitions très importantes de l'emploi vers l'inactivité. Ceci confirme l'hypothèse d'un rôle particulier joué par l'inactivité sur le marché du travail dans ces deux pays, qui apparaissait déjà au travers des statistiques descriptives de la section 2. On peut faire l'hypothèse qu'il s'explique par deux facteurs principaux, les retraits temporaires d'activité des femmes (mentionnés dans la section 2), et par ailleurs la place des pensions d'invalidité dans le système de protection sociale : malgré des efforts de réforme visant à faciliter les retours vers l'emploi, près de 8 % de la population en âge de travailler percevait une prestation d'invalidité aux Pays-Bas en 2007, et 12 % en Hongrie (contre moins de 6 % en moyenne dans l'OCDE ; OCDE, 2009). À l'inverse, les travailleurs vivant en France, en Grèce, en Pologne, en Suède, en Slovénie et en Slovaquie ont une probabilité plus grande de transiter de l'emploi vers le chômage et moindre de passer vers l'inactivité. On relèvera également que le fait de vivre au Royaume-Uni réduit la probabilité de transition emploi-chômage, l'effet sur le passage en inactivité étant non significatif.

Les mêmes facteurs individuels ont un impact sur les transitions depuis le chômage ou l'inactivité. Les résultats détaillés, incluant les effets fixes pays, sont présentés dans les tableaux C2 et C3 en annexe.

Si le niveau d'éducation initial jouait un rôle de protection contre le chômage et l'inactivité pour les individus en emploi, son impact est plus mitigé pour les personnes au chômage : il joue un rôle positif sur le retour à l'emploi mais ne réduit pas significativement la probabilité de passage vers l'inactivité. En revanche, pour les inactifs, il influence favorablement le retour à l'emploi (et la transition vers le chômage).

Les inégalités par genre apparaissent complexes. Les chômeuses subissent un double désavantage : partant du chômage, elles ont à la fois moins de chances que les hommes de revenir vers l'emploi et plus de chances de s'éloigner encore davantage de l'emploi en transitant vers l'inactivité. Cependant, de manière à première vue contre intuitive, les femmes ont plus de chances de transiter vers l'emploi que les hommes quand elles sont inactives. Cela révèle les natures différenciées de l'inactivité chez les hommes et les femmes : l'inactivité féminine est majoritairement liée à l'éducation des enfants tandis qu'elle est en général associée chez les hommes à des problèmes de santé (invalidité, éventuellement consécutive à une longue maladie). Ce constat est développé pour le cas du Royaume-Uni par Faggio et Nickell (2005). Pour l'Union européenne à 25, selon le *Labour Force Survey*, la part des inactifs pour raison de santé est de 18 % pour les hommes, et de 11 % pour les femmes, tandis que la part des femmes inactives pour raison familiale s'élève à 25 %, contre 1,5 % pour les hommes (Commission européenne, 2005).

Les jeunes, comparés aux 25-54 ans, connaissent des probabilités supérieures de transiter vers l'emploi ou vers l'inactivité (le chômage) plutôt que de rester au chômage (en inactivité). Ce résultat confirme la très grande mobilité des jeunes entre ces trois états comme l'indiquait déjà la première régression : les 15-24 ans ont toujours plus de chances de changer d'état que de rester dans la même situation que l'année précédente. Les alternances entre études, emplois temporaires et recherches d'emploi expliquent cette remarquable mobilité.

Les seniors (55-64 ans) lorsqu'ils sont au chômage ont moins de chances que les 25-54 ans de retourner vers l'emploi et à l'inverse plus de chances de transiter vers l'inactivité, ce qui est concordant avec le cycle de vie. De même, s'ils sont inactifs, leur probabilité de retour à l'emploi (ou de passage par le chômage) est très réduite.

Les personnes vivant en couple ont à la fois plus de chances d'aller vers l'emploi depuis le chômage ou l'inactivité, et plus de chances de transiter vers l'inactivité depuis le chômage. Cela confirme les résultats précédents : la vie en couple semble réduire les risques de chômage mais favorise l'inactivité. Toutefois, les périodes d'inactivité pour les individus en couple ne paraissent pas constituer en général des processus d'exclusion durable du marché du travail dans la mesure où vivre en couple augmente la probabilité de retour à l'emploi.

Sans surprise, l'état de santé des chômeurs et des inactifs joue négativement sur leur probabilité de passer vers l'emploi et positivement sur la transition chômage inactivité. Ceci confirme que la maladie induit un risque d'exclusion durable du marché du travail, et que la réinsertion de ces populations se heurte à des difficultés spécifiques.

Comparés à l'Allemagne, un assez grand nombre de pays présentent des probabilités supérieures de transition vers l'emploi partant du chômage : ceci concerne le Danemark, la Suède, l'Islande, le Royaume-Uni, l'Espagne, la Hongrie et la Lettonie. Mais vivre en France, en Belgique, en Italie, en Pologne ou en Slovénie réduit cette probabilité de transition favorable par rapport au cas allemand, ce qui laisse penser que le chômage mène plus facilement à l'exclusion dans ces pays. Un groupe de pays se caractérise par des probabilités plus grandes de passage vers l'inactivité depuis le chômage (Espagne, Estonie, Hongrie, Italie, Luxembourg, Pays-Bas, Royaume-Uni, Suède). Concernant les transitions depuis l'inactivité, l'introduction des indicatrices pays dans cette régression fait ressortir la singularité du

Danemark et de la Finlande, seuls pays par rapport à l'Allemagne où la probabilité de transition vers l'emploi est positive et significative. À l'inverse, on note que dans une majorité de pays cette probabilité se situe en dessous de la référence allemande. Le coefficient obtenu n'est pas significatif pour la Hongrie et les Pays-Bas, qui se distinguaient par la place de l'inactivité dans les transitions au départ de l'emploi.

Dans l'ensemble, ces résultats comportent plusieurs enseignements d'ordre général pour les politiques publiques. Premièrement, les modes de fonctionnement des marchés du travail européens, appréhendés sur la base de données de transitions, sont fortement hétérogènes. L'analyse confirme les statistiques comparatives présentées précédemment sur les pays où le retour à l'emploi semble plus facile (pays du Nord, Royaume-Uni), mais souligne également le rôle joué par l'inactivité dans certains pays où le taux de chômage est faible. Deuxièmement, en Europe, au-delà de la diversité des marchés du travail nationaux, il existe des transitions critiques, où le risque d'exclusion du marché du travail est particulièrement élevé. Il s'agit notamment des sorties de l'emploi des seniors, difficilement réversibles, ainsi que de celles des personnes déclarant des problèmes de santé chroniques. Troisièmement, les jeunes et les femmes sont davantage concernés par toutes les transitions favorables comme défavorables, ce qui peut justifier là aussi la mise en place d'un accompagnement spécifique. Enfin, le rôle protecteur de l'éducation est manifeste dans toutes les régressions présentées.

5. LES TRANSITIONS AU SEIN DE L'EMPLOI

Dans l'analyse de la mobilité au sein de l'emploi, nous nous concentrons sur les transitions que l'on peut qualifier de favorables, sur la base de critères usuels de qualité de l'emploi (temps partiel vs temps plein, emploi temporaire vs emploi permanent). Bien entendu, ces critères ne peuvent capter l'ensemble des situations individuelles, le passage à temps partiel pouvant résulter d'un choix améliorant les conditions de travail et de vie d'un salarié. Néanmoins, le passage à temps plein depuis le temps partiel, ou à l'emploi permanent depuis l'emploi temporaire, constitue le plus souvent une trajectoire d'amélioration de la qualité de l'emploi au niveau individuel. En effet, ces deux formes atypiques d'emploi sont associées à des perspectives de carrière (rémunérations, qualification du poste...) moins favorables, à des droits plus limités en termes de protection sociale. De plus, les analyses subjectives sur la base des enquêtes EVS et ISSP montrent que la stabilité de l'emploi constitue un des critères les plus importants de qualité de l'emploi.

Les résultats de la régression logistique portant sur la probabilité de passer du temps partiel au temps plein sont présentés dans le tableau 7 et le tableau C4 (en annexe) pour les indicatrices de pays. L'échantillon est plus réduit que dans les analyses précédentes, du fait de problèmes concernant la variable utilisée pour construire les transitions : en particulier, l'Allemagne a dû être retirée de l'échantillon.

L'éducation initiale à partir du niveau CITE 3 (équivalent au niveau du baccalauréat en France) favorise les transitions de l'emploi à temps partiel vers l'emploi à temps plein par rapport aux niveaux plus faibles d'éducation.

Les femmes semblent être victimes d'un phénomène de persistance du temps partiel : elles ont moins de chances que les hommes toutes choses égales par ailleurs de transiter du temps partiel vers le temps plein. La vie en couple a également un effet négatif sur le passage à temps plein partant du temps partiel. Les femmes étant nettement plus touchées par le temps partiel que les hommes, on peut penser que cet impact négatif de la vie de couple est

notamment supporté par les femmes ce qui confirme que le modèle « *male breadwinner / female carer* » dans sa version plus « moderne » (temps partiel pour la femme) est largement répandu en Europe (Anxo *et al.*, 2007).

L'âge a un effet continu dans cette régression : les jeunes ont plus de chances et les seniors moins que les 25-54 ans de passer de temps partiel à temps plein. L'état de santé joue également négativement sur ce type de transition.

Tableau 7 : Probabilité de transition au sein de l'emploi (logits dichotomiques)

	Transition du temps partiel au temps plein	Transition de l'emploi temporaire vers l'emploi permanent
Constante	-1,4955*** (0,1278)	-0,8241*** (0,1103)
Education initiale <i>ISCED 0 et 1</i>	REF	REF
<i>ISCED 2</i>	0,1246 (0,0920)	0,1035 (0,0851)
<i>ISCED 3</i>	0,2019 (0,0806)	0,3343*** (0,0749)
<i>ISCED 4</i>	0,3026 (0,1233)	0,4644** (0,1241)
<i>ISCED 5</i>	0,5488*** (0,0848)	0,3209*** (0,0797)
Femme	-0,6228*** (0,0494)	-0,1954*** (0,0427)
Age <i>15-24 ans</i>	0,2152* (0,0750)	-0,1594* (0,0572)
<i>25-54 ans</i>	REF	REF
<i>55-64 ans</i>	-0,6337*** (0,0707)	0,1143 (0,0928)
Vie en couple	-0,1863** (0,0531)	-0,0198 (0,0484)
Maladie chronique	-0,3318*** (0,0536)	-0,0186 (0,0599)
Indicatrices de pays	Oui	Oui
Observations	14700	10694

Source : EU-SILC, base longitudinale, calculs des auteurs.

Pour les indicatrices de pays, nous avons choisi la France comme référence, en l'absence de l'Allemagne utilisée précédemment. En comparaison de la France, seuls les Pays-Bas

augmentent la probabilité de passer à temps plein depuis le temps partiel. Tous les autres coefficients significatifs indiquent au contraire un effet négatif, en comparaison de la France.

En ce qui concerne la transition de l'emploi temporaire vers l'emploi permanent, on doit souligner que les résultats doivent être interprétés avec précaution car l'emploi temporaire ne recouvre pas toujours les mêmes réalités d'un pays à l'autre. Ici, il s'agit en effet de l'ensemble des contrats temporaires, contrats à durée déterminée comme contrats d'intérim, dont la diversité est bien connue en Europe¹². Cependant, sur la base de cette enquête, il est possible de pointer quelques résultats généraux. On constate un impact positif de l'éducation initiale sur la probabilité de transiter de l'emploi temporaire vers l'emploi stable. On constate également que les jeunes ont moins de chances d'accéder à l'emploi stable que la tranche d'âge médiane (25-54 ans) tandis qu'il ne semble pas y avoir d'impact pour les seniors. De même, le fait d'être en couple ou d'être en mauvaise santé n'a pas d'impact significatif sur la probabilité de transition vers l'emploi stable.

L'inclusion des indicatrices de pays fait ressortir que les Pays-Bas, la France, la Grèce et le Portugal influent négativement sur cette probabilité de transition en comparaison avec l'Allemagne, tandis que les pays libéraux (Irlande, Royaume-Uni), quelques nouveaux pays membres (Slovénie, Slovaquie, Hongrie, Estonie), mais aussi la Belgique, l'Autriche ou l'Espagne influent positivement sur la probabilité de passage à un contrat permanent. Ces effets pays recouvrent très probablement des facteurs diversifiés tenant au rôle joué par les contrats temporaires sur le marché du travail. Dans certains cas (pays libéraux, mais aussi nouveaux pays membres), on peut penser que la faible protection de l'emploi (OCDE, 2004) conduit à une différenciation réduite entre les contrats permanents et les contrats temporaires, facilitant le passage de l'un à l'autre. Dans d'autres cas, comme l'Espagne, l'incidence très importante de l'emploi temporaire en fait un préalable nécessaire à toute embauche sur un contrat permanent.

Sur la base des transitions envisagées ici, le rôle de la formation initiale et des variables de genre et d'âge dans la mobilité au sein de l'emploi est confirmé, soulignant là encore l'existence de transitions critiques pour les politiques publiques : ainsi, le risque d'irréversibilité lié au temps partiel féminin apparaît dans ces résultats. Les facteurs liés au fonctionnement différencié des marchés du travail des différents pays jouent également un rôle important.

CONCLUSION

L'analyse de la mobilité de la main-d'œuvre sur la base des transitions individuelles confirme que certains groupes sociaux sont davantage concernés par la mobilité que d'autres (en particulier les jeunes, ou les femmes), mais également que les transitions favorables sont inégalement réparties en fonction des caractéristiques individuelles. Dans l'ensemble, le niveau de diplôme améliore significativement la qualité des transitions, tandis que les femmes, les seniors, ou encore les personnes souffrant de maladies chroniques connaissent une probabilité plus faible de connaître une mobilité favorable. Ces résultats sont obtenus pour l'ensemble de l'Union européenne, au-delà de l'hétérogénéité entre les pays qui joue également sur la qualité des transitions observées. Du point de vue des politiques publiques,

¹² La notion de contrat à durée déterminée n'a en effet pas le même sens selon le degré de protection de l'emploi permanent. Par ailleurs, dans le cas du travail intérimaire, les règles de recours sont fortement différenciées (*cf.* Arrowsmith, 2008).

ils apportent donc des enseignements généraux, de nature à fonder empiriquement les priorités définies par la Stratégie de Lisbonne et par la Stratégie européenne pour l'emploi. Premièrement, ils mettent en avant l'importance de l'éducation initiale, et soulignent la pertinence des objectifs fixés à Lisbonne en 2000 (augmenter le pourcentage de personnes atteignant un niveau d'éducation secondaire supérieur, et réduire le taux de sorties anticipées du système scolaire). Deuxièmement, nos résultats soulignent la nécessité de dispositifs d'accompagnement pour certaines transitions critiques, susceptibles de conduire à l'exclusion durable du marché du travail : ainsi, le passage par le chômage pour les seniors comporte un risque de passage vers l'inactivité (retraite, invalidité ou dispense de recherche d'emploi) qui peut justifier des dispositifs en amont (maintien du contrat de travail et formation/accompagnement vers un autre emploi, sur le modèle par exemple du contrat de transition professionnelle – CTP – en France). Les femmes et les jeunes, connaissant des mobilités importantes, doivent également faire l'objet d'accompagnements spécifiques.

L'analyse de l'hétérogénéité entre pays, même si elle ne permet pas de distinguer entre ce qui est lié aux différences de croissance économique et de niveau de chômage entre pays, et ce qui résulte des institutions apporte néanmoins des résultats comparatifs intéressants. L'analyse des données de transition confirme des typologies existantes (OCDE, 2006 ; Amable, 2005), en soulignant par exemple les bonnes performances des pays du Nord et, dans une moindre mesure, des pays libéraux en termes de fonctionnement du marché du travail et de probabilité de réaliser une « bonne » transition. Les mobilités apparaissent globalement moins favorables dans les pays continentaux (France, Allemagne, Belgique, Italie). Toutefois, les résultats remettent en cause une vision trop uniforme des marchés du travail des nouveaux pays membres et des pays du Sud, qui apparaissent ici fortement hétérogènes : si la Hongrie se rapproche des Pays-Bas du point de vue du rôle joué par l'inactivité, la Slovénie semble proche de la France du point de vue des difficultés de sortie du chômage, tandis que l'Espagne et la Hongrie s'opposent au Portugal ou à la Grèce du point de vue du rôle joué par l'emploi temporaire. La comparaison des marchés du travail européens est donc enrichie par ce nouvel éclairage sur les transitions.

Cette analyse réaffirme ainsi l'importance d'une approche du marché du travail combinant des données de flux de main-d'œuvre avec des données de stocks et appelle des prolongements pour l'étude des transitions sur plus longue période lorsque les données seront disponibles à terme sur une période de quatre ans.

BIBLIOGRAPHIE

AFSA ESSAFI C., 2003, « Les modèles logit polytomiques non ordonnés : théorie et applications », *Document de travail Méthodologie statistique*, n° 0301, Insee.

AI C., NORTON E. C., 2003, « Interaction terms in logit and probit models », *Economics Letters* 80, pp.123-129.

AI C., NORTON E. C., WANG H., 2004, "Computing interaction effects and standard errors in logit and probit models", *The Stata Journal*, 4, Number 2, pp.154-167.

ANGRIST J. D., EVANS W. N., 1998, "Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size", *The American Economic Review*, Vol. 88, No. 3., June, pp. 450-477.

AMABLE B., 2005, *Les cinq capitalismes. Diversité des systèmes économiques et sociaux dans la mondialisation*. Seuil, Paris.

- ANXO D., FAGAN C., CEBRIAN I., MORENO G., 2007, "Patterns of Labour Market Integration in Europe: a Life Course Perspective on Time Policies", *Socio-Economic Review*, Vol. 5 no 2, Oxford University Press.
- ARROWSMITH, J., 2008, *Temporary Agency Work and Collective Bargaining in Europe*, Dublin, European Foundation, December.
- BURDA M., WYPLOSZ C., 1994, "Gross worker and job flows in Europe", *European economic Review* 38, pp. 1287-1315.
- COMMISSION EUROPEENNE, 2005, *Employment in Europe*, Bruxelles.
- COMMISSION EUROPEENNE, 2009, *L'Emploi en Europe 2009*, chapitre 2.
- DAVIS S., FABERMAN R., HALTIWANGER J., 2006, "The flow approach to labor markets: New data sources and micro-macro links", *The Journal of Economic Perspectives*, vol 20, n°3, pp. 3-23.
- DAVOINE L., ERHEL C., 2008, « La qualité de l'emploi en Europe: une approche comparative et dynamique », *Economie et Statistique*, août.
- DAVOINE L., ERHEL C., GUERGOAT-LARIVIERE M., 2008, "Monitoring Employment Quality in Europe: European Employment Strategy Indicators and Beyond", *Revue Internationale du Travail*, septembre, n° 147 (2-3), pp. 163-198.
- FAGGIO G., NICKELL S., 2005, « Inactivity Among prime Age men in the UK », *CEP Discussion paper*, No 673.
- HALTIWANGER J., SCARPETTA S., SCHWEIGER H., 2006, "Assessing job flows across countries: The role of industry, firm size and regulations", *IZA DP n° 2450*, November.
- MEURS D., PAILHE A., SIMON P., 2005, « Mobilité Intergénérationnelle et persistance des inégalités : l'accès à l'emploi des immigrés et de leurs descendants en France », *Document de travail*, n° 130, Ined.
- MORTENSEN D., PISSARIDES C., 1994, "Job creation and job destruction in the theory of unemployment", *The Review of Economic Studies*, vol 61, n°3, pp.397-415.
- MUFFELS R. (dir), 2008, *Flexibility and employment security in Europe: labour markets in transition*, Edward Elgar Publishing
- OCDE, 2004, *Perspectives de l'emploi*, chapitre 2.
- OCDE, 2006, *Perspectives de l'emploi*, chapitre 5.
- OCDE, 2009, *Perspectives de l'emploi*, chapitre 2.
- PISSARIDES C., 1991, *Equilibrium Unemployment Theory*, Basic Blackwell, Oxford.
- SCHMID G., GAZIER B. (dir), 2002, *The Dynamics of Full Employment. Social Integration through Transitional Labour Markets*, Edward Elgar.

ANNEXES

Annexe A : Description des variables

Variables de transition¹³ :

Dans la base longitudinale, les variables de transition sont construites à partir de la variable de statut d'activité (RB210) qui comporte quatre modalités : emploi, chômage, retraite ou préretraite et autre inactivité. Les deux dernières modalités ont été regroupées.

La variable de transition du temps partiel au temps complet est construite à partir de la variable de « statut économique » (PL030) qui comporte neuf modalités et qui permet de distinguer entre plusieurs motifs d'inactivité et entre l'emploi à temps partiel et l'emploi à temps plein. La distinction entre temps partiel et temps plein repose sur l'appréciation de l'individu interrogé.

La variable de transition de l'emploi temporaire à l'emploi permanent utilise la variable dichotomique type de contrat (PL140) qui distingue entre emploi permanent/contrat de travail de durée illimitée et emploi temporaire/contrat de travail à durée limitée. L'emploi temporaire inclut en particulier l'emploi saisonnier et l'intérim.

Dans la section 3, la variable de mobilité au sein de l'emploi utilise une question portant sur les changements d'emploi depuis l'année précédente (PL160).

Variables indépendantes :

Caractéristiques individuelles

Nous utilisons les variables portant sur :

- le niveau d'éducation initial selon la classification CITE (*cf. infra* ; les modalités 0 et 1 de la variable PE040 ont été regroupées)
- le sexe (RB090)
- l'âge (que nous avons décomposé en trois classes 15-24 ans, 25-54 ans et 55-64 ans à partir de la variable RX010)
- la situation matrimoniale (pour laquelle nous regroupons les modalités d'union légale et d'union *de facto* de la variable PB200 pour construire une variable dichotomique de couple)
- l'état de santé (apprécié à partir d'une variable déclarative sur l'existence d'une maladie chronique)

Pays dans lequel l'individu vit (PB020)

La base transversale comporte également des informations sur les services de garde utilisés (RL010 : école maternelle, RL030 et RL040 : garde collective, RL050 : assistante maternelle

¹³ Pour les calculs de taux de transition, la variable de poids utilisée est la variable RB060.

ou garde d'enfants à domicile). Nous avons regroupé ces différentes variables pour construire une variable indiquant le recours ou non aux services de garde d'enfants.

NB : Pour les régressions de transitions au sein de l'emploi :

- temps partiel-temps plein : Allemagne exclue, et référence=France
- emploi temporaire-emploi permanent : Danemark exclu et référence=Allemagne

- La classification CITE

Cette classification proposée par l'Unesco (révisée en 1997) comporte sept échelons.

En France, le niveau 0 correspond à l'enseignement pré-primaire, le niveau 1 à l'enseignement primaire, le niveau 2 à l'enseignement secondaire de 1er cycle, le niveau 3 à l'enseignement secondaire 2nd cycle, le niveau 4 à l'enseignement post-secondaire non supérieur (capacité en droit, DAEU, ...), le niveau 5 aux formations supérieures ne menant pas à la recherche (BTS, DUT, licence, maîtrise, master, etc.) et le niveau 6 aux doctorats (hors santé).

Annexe B : Statistiques descriptives complémentaires

B1 : Matrices de transition par statut d'activité, 2005-2006 (%), selon l'âge pour les hommes

Statut en 2006 \ Statut en 2005	15-24 ans			25-54 ans			55-64 ans		
	<i>Emploi</i>	<i>Chômage</i>	<i>Inactivité</i>	<i>Emploi</i>	<i>Chômage</i>	<i>Inactivité</i>	<i>Emploi</i>	<i>Chômage</i>	<i>Inactivité</i>
<i>Emploi</i>	83,6	6,2	10,2	96,3	2,4	1,3	83,5	3,1	13,4
<i>Chômage</i>	40,6	45,4	14,1	38,9	54,3	6,9	13,4	56,2	30,4
<i>Inactivité</i>	12,6	4,2	83,2	15,3	6,8	77,8	2,6	1,0	96,5

Source : EU-SILC, base longitudinale, calculs des auteurs.

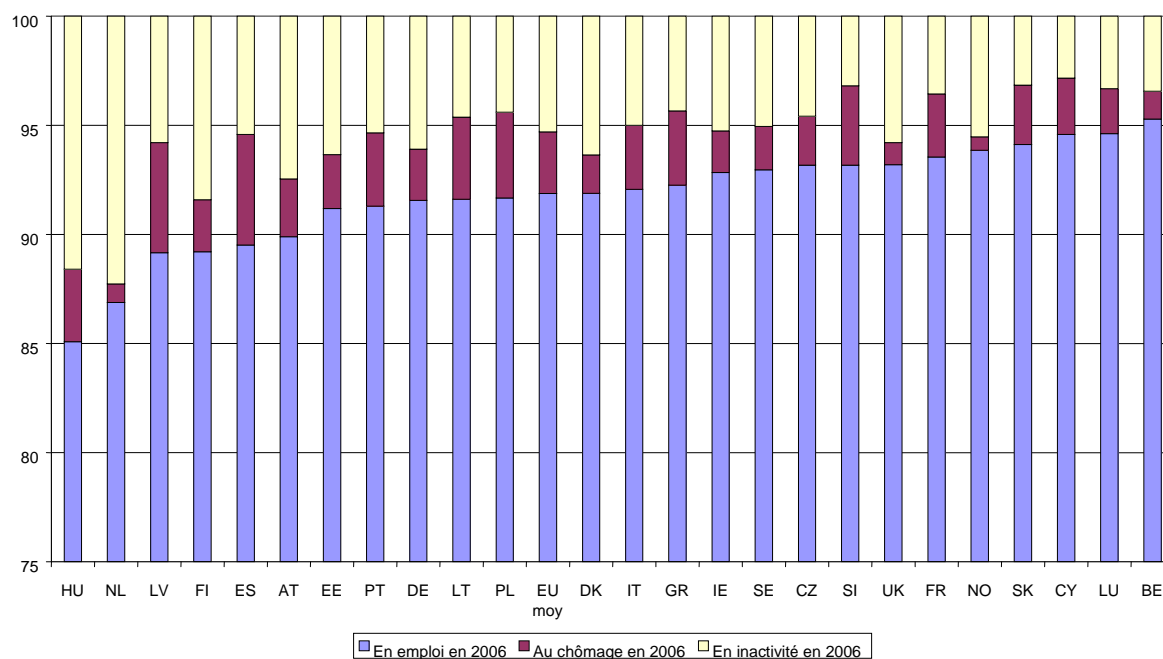
B2 : Matrices de transition par statut d'activité, 2005-2006 (%), selon l'âge pour les femmes

Statut en 2006 \ Statut en 2005	15-24 ans			25-54 ans			55-64 ans		
	<i>Emploi</i>	<i>Chômage</i>	<i>Inactivité</i>	<i>Emploi</i>	<i>Chômage</i>	<i>Inactivité</i>	<i>Emploi</i>	<i>Chômage</i>	<i>Inactivité</i>
<i>Emploi</i>	81,0	4,9	14,1	92,6	2,9	4,5	82,3	1,8	15,8
<i>Chômage</i>	33,2	46,2	20,6	32,6	50,6	16,8	9,9	59,7	30,3
<i>Inactivité</i>	11,5	3,5	85,0	14,1	5,6	80,3	2,7	0,9	96,4

Source : EU-SILC, base longitudinale, calculs des auteurs.

B3 : Comparaisons entre pays

Transitions depuis l'emploi en 2005



Source : EU-SILC, base longitudinale, calculs des auteurs.

Annexe C : Résultats détaillés pour les logits

**Tableau C1 : Transition de l'emploi vers le chômage et l'inactivité
(avec indicatrices pays)**

	Vers le chômage	Vers l'inactivité
Constante	-3,1180*** (0,0916)	-2,9642*** (0,0660)
Éducation initiale <i>ISCED 0 et 1</i>	REF	REF
<i>ISCED 2</i>	-0,1695* (0,0641)	-0,3667*** (0,0482)
<i>ISCED 3</i>	-0,5810*** (0,0564)	-0,7769*** (0,0438)
<i>ISCED 4</i>	-0,8004*** (0,0995)	-0,9189*** (0,0738)
<i>ISCED 5</i>	-1,2847*** (0,0701)	-1,0844*** (0,0487)
Femme	0,01738*** (0,0362)	0,7279*** (0,0266)
Âge <i>15-24 ans</i>	0,5516*** (0,0546)	1,2901*** (0,0416)
<i>25-54 ans</i>	REF	REF
<i>55-64 ans</i>	-0,1939* (0,0641)	1,3122*** (0,0309)
Vie en couple	-0,5506*** (0,0418)	0,1257*** (0,0329)
Maladie chronique	0,2151*** (0,0451)	0,4813*** (0,0295)
Allemagne	REF	REF
Autriche	0,3621* (0,1258)	0,2636* (0,0804)
Belgique	0,0983 (0,1667)	-0,5030*** (0,1130)
Chypre	0,3062 (0,1357)	-0,8649*** (0,1157)
République Tchèque	0,1969 (0,1383)	-0,2878* (0,0978)

Danemark	0,0717 (0,1890)	0,1478 (0,1066)
Estonie	0,2052 (0,1280)	0,0227 (0,0798)
Espagne	0,9259*** (0,0907)	-0,1261 (0,0698)
Finlande	0,2627 (0,1481)	0,1225 (0,0872)
France	0,4375*** (0,1093)	-0,6851*** (0,0888)
Grèce	0,4262** (0,1214)	-0,5868*** (0,1001)
Hongrie	0,7330*** (0,1061)	0,8547*** (0,0668)
Irlande	0,1437 (0,1649)	-0,3172* (0,1016)
Islande	-0,9579* (0,3271)	-0,1651 (0,1305)
Italie	0,1433 (0,0930)	-0,2391** (0,0648)
Lituanie	0,8722*** (0,1226)	-0,1897 (0,1006)
Luxembourg	-0,1611 (0,1381)	-0,5776*** (0,1079)
Lettonie	1,0250*** (0,1125)	-0,0230 (0,0921)
Pays-Bas	-0,8253*** (0,1901)	0,5221*** (0,0719)
Norvège	-1,0379* (0,3259)	-0,2141 (0,1211)
Pologne	0,7804*** (0,0906)	-0,2762*** (0,0701)
Portugal	0,1328 (0,1248)	-0,6512*** (0,0926)
Suède	0,4008 (0,1585)	-0,5527*** (0,1117)
Slovénie	0,5594*** (0,1241)	-0,5771*** (0,1138)
Slovaquie	0,3765* (0,1187)	-0,5588*** (0,0993)
Royaume-Uni	-0,5580** (0,1525)	-0,1000 (0,0742)
Observations	119833	

**Tableau C2 : Transition du chômage vers l'emploi et l'inactivité
(avec indicatrices pays)**

	Vers l'emploi	Vers l'inactivité
Constante	-0.6084*** (0.0968)	-1.9907*** (0.1243)
Éducation initiale <i>ISCED 0 et 1</i>	REF	REF
<i>ISCED 2</i>	0.1513 (0.0750)	-0.1764 (0.0839)
<i>ISCED 3</i>	0.4825*** (0.0625)	-0.1665 (0.0704)
<i>ISCED 4</i>	0.6129*** (0.1094)	-0.3587 (0.1409)
<i>ISCED 5</i>	0.9888*** (0.0799)	-0.0139 (0.0996)
Femme	-0.2820*** (0.0406)	0.6399*** (0.0520)
Âge		
<i>15-24 ans</i>	0.3156*** (0.0559)	0.5778*** (0.0736)
<i>25-54 ans</i>	REF	REF
<i>55-64 ans</i>	-0.8975*** (0.0777)	0.8120*** (0.0683)
Vie en couple	0.1872*** (0.0459)	0.5101*** (0.0583)
Maladie chronique	-0.3291*** (0.0501)	0.4325*** (0.0555)
Allemagne	REF	REF
Autriche	0.2364 (0.1855)	0.4890 (0.2154)
Belgique	-0.3574* (0.1301)	-0.9639*** (0.1898)
Chypre	0.7064** (0.1995)	0.6351* (0.2452)
République Tchèque	-0.2615 (0.1455)	-0.3928 (0.1977)
Danemark	0.7904* (0.2623)	0.4252 (0.3259)
Estonie	0.5466*** (0.1402)	0.8742*** (0.1693)

Espagne	0.3281* (0.1042)	0.5896*** (0.1288)
Finlande	0.1323 (0.1496)	-0.0117 (0.1830)
France	-0.3165* (0.1172)	-0.9579*** (0.1683)
Grèce	-0.0296 (0.1279)	-0.2955 (0.1884)
Hongrie	0.5003*** (0.1148)	0.5433** (0.1467)
Irlande	-0.6195* (0.2025)	0.1876 (0.2056)
Islande	3.3309* (1.0339)	2.4535 (1.1296)
Italie	-0.2672* (0.0979)	0.5234*** (0.1211)
Lituanie	0.1413 (0.1309)	0.2486 (0.1668)
Luxembourg	0.3075 (0.1593)	0.6801** (0.1912)
Lettonie	0.6732*** (0.1306)	0.2861 (0.1770)
Pays-Bas	0.9459** (0.2831)	1.1960*** (0.3093)
Norvège	1.0904* (0.3360)	0.8832 (0.4127)
Pologne	-0.3165** (0.0897)	-0.2375 (0.1188)
Portugal	0.1764 (0.1470)	-0.2116 (-0.1039)
Suède	1.0459*** (0.2054)	0.7243* (0.2511)
Slovénie	-0.7892*** (0.1423)	-0.0214 (0.1555)
Slovaquie	-0.2279 (0.1131)	-0.4944* (0.1639)
Royaume-Uni	0.6387** (0.1871)	1.1385*** (0.2136)
Observations	13785	

**Tableau C3 : Transition de l'inactivité vers l'emploi et le chômage
(avec indicatrices pays)**

	Vers l'emploi	Vers le chômage
Constante	-3.2521*** (0.0627)	-4.8086*** (0.1202)
Éducation initiale <i>ISCED 0 et 1</i>	REF	REF
<i>ISCED 2</i>	0.4132*** (0.0493)	0.5465*** (0.0692)
<i>ISCED 3</i>	1.0110*** (0.0441)	0.8329*** (0.0615)
<i>ISCED 4</i>	1.2606*** (0.0770)	1.1750*** (0.1243)
<i>ISCED 5</i>	1.3298*** (0.0520)	0.8920*** (0.0845)
Femme	0.1190*** (0.0274)	0.1187* (0.0436)
Âge <i>15-24 ans</i>	1.2145*** (0.0389)	0.7620*** (0.0616)
<i>25-54 ans</i>	REF	REF
<i>55-64 ans</i>	-0.5326*** (0.0450)	-0.8056*** (0.0778)
Vie en couple	0.4137*** (0.0370)	0.0615 (0.0565)
Maladie chronique	-0.8146*** (0.0341)	-0.6846*** (0.0539)
Allemagne	REF	REF
Autriche	-0.3937*** (0.0836)	-0.4441 (0.2114)
Belgique	-0.8235*** (0.1025)	0.5962** (0.1612)
Chypre	-0.5011*** (0.0906)	-0.0458 (0.1951)
République Tchèque	-0.6843*** (0.0957)	-0.0322 (0.1887)
Danemark	0.5520*** (0.1065)	0.1792 (0.2991)
Estonie	-0.1746 (0.0748)	-0.0597 (0.1746)

Espagne	-0.3886*** (0.0678)	1.0834*** (0.1220)
Finlande	0.2799* (0.0918)	1.0110*** (0.1745)
France	-1.1442*** (0.0924)	-0.1508 (0.1690)
Grèce	-0.8744*** (0.0969)	0.4572* (0.1565)
Hongrie	-0.6076*** (0.0860)	-0.1446 (0.1788)
Irlande	-0.4598*** (0.0968)	0.1889 (0.1954)
Islande	0.9340*** (0.1308)	-1.6840 (1.0073)
Italie	-0.6600*** (0.0629)	0.8724*** (0.1165)
Lituanie	-0.4252*** (0.0908)	0.1136 (0.1850)
Luxembourg	-0.8785*** (0.1127)	0.6114*** (0.1609)
Lettonie	0.1534 (0.0865)	1.0805*** (0.1561)
Pays-Bas	-0.3939** (0.1107)	0.3002 (0.2115)
Norvège	0.0732 (0.1169)	0.0370 (0.2992)
Pologne	-0.3750*** (0.0611)	1.2146*** (0.1148)
Portugal	0.1043 (0.0878)	0.8927*** (0.1622)
Suède	-0.2013 (0.1049)	0.6509* (0.1981)
Slovénie	-1.2097*** (0.1193)	0.9132*** (0.1484)
Slovaquie	-0.5807*** (0.0811)	0.6396*** (0.1416)
Royaume-Uni	-0.0833 (0.0725)	0.0200 (0.1692)
Observations	103746	

**Tableau C4 : Transitions au sein de l'emploi
(avec indicatrices pays)**

	Transition du temps partiel au temps plein	Transition de l'emploi temporaire vers l'emploi permanent
Constante	1,4955*** (0,1278)	-0,8241*** (0,1103)
Éducation initiale <i>ISCED 0 et 1</i>	REF	REF
<i>ISCED 2</i>	-0,1246 (0,0920)	0,1035 (0,0851)
<i>ISCED 3</i>	-0,2019 (0,0806)	0,3343*** (0,0749)
<i>ISCED 4</i>	-0,3026 (0,1233)	0,4644** (0,1241)
<i>ISCED 5</i>	-0,5488*** (0,0848)	0,3209*** (0,0797)
Femme	0,6228*** (0,0494)	-0,1954*** (0,0427)
Âge <i>15-24 ans</i>	-0,2152* (0,0750)	-0,1594* (0,0572)
<i>25-54 ans</i>	REF	REF
<i>55-64 ans</i>	0,6337*** (0,0707)	0,1143 (0,0928)
Vie en couple	0,1863** (0,0531)	-0,0198 (0,0484)
Maladie chronique	0,3318*** (0,0536)	-0,0186 (0,0599)
Allemagne		REF
Autriche	-0,3926* (0,1388)	0,4735* (0,1693)
Belgique	-0,1740 (0,1451)	0,3968* (0,1242)
Chypre	-0,9269*** (0,1734)	0,0646 (0,1527)
République Tchèque	-0,9614*** (0,2064)	0,1998 (0,1343)
Danemark	-0,9407*** (0,1689)	

Estonie	-0,9114*** (0,1598)	2,2021*** (0,2450)
Espagne	-1,0837*** (0,1222)	0,2184 (0,0969)
Finlande	-0,8343*** (0,1567)	0,3581 (0,1584)
France	REF	-0,7062*** (0,1326)
Grèce	-0,7756*** (0,1572)	-0,5223** (0,1468)
Hongrie	-1,0994*** (0,1430)	1,3845*** (0,1697)
Irlande	-0,3312 (0,1453)	1,1634*** (0,2044)
Islande	-1,2711*** (0,1627)	-0,2279 (0,2649)
Italie	-0,5867*** (0,1143)	-0,0756 (0,1041)
Lituanie	-2,0399*** (0,1574)	0,6711** (0,1799)
Luxembourg	0,3287 (0,1745)	0,8327*** (0,1449)
Lettonie	-1,5017*** (0,1770)	1,5403*** (0,1750)
Pays-Bas	0,5419*** (0,1370)	-0,6373** (0,1722)
Norvège	-1,3073*** (0,1680)	0,9298*** (0,1905)
Pologne	-1,1791*** (0,1215)	-0,0377 (0,1008)
Portugal	-0,0224 (0,2023)	-1,4527*** (0,1845)
Suède	-0,7068*** (0,1410)	0,5084 (0,2909)
Slovénie	-1,6026*** (0,2197)	0,6287*** (0,1366)
Slovaquie	-1,1558*** (0,2047)	0,7816*** (0,1226)
Royaume-Uni	-0,1858 (0,1214)	0,9204*** (0,1742)
Observations	14700	10694

DERNIERS NUMÉROS PARUS :

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

- N° 129** *Les politiques de l'emploi en Europe : quelles réactions face à la crise ?*
CHRISTINE ERHEL
septembre 2010
- N° 128** *Les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi : une expérience contrôlée sur des jeunes qualifiés en Île-de-France*
EMMANUEL DUGUET, YANNICK L'HORTY, LOÏC DU PARQUET, PASCALE PETIT, FLORENT SARI
juillet 2010
- N° 127** *Mesurer le travail. Une contribution à l'histoire des enquêtes françaises dans ce domaine*
MICHEL GOLLAC, SERGE VOLKOFF
juillet 2010
- N° 126** *Comment réduire la fracture spatiale ? Théorie et application en Île-de-France*
NATHALIE GEORGES, YANNICK L'HORTY, FLORENT SARI
juin 2010
- N° 125** *Effets contextuels et effets de pairs : quelles conséquences sur la réussite scolaire ?*
SABINA ISSEHNANE, FLORENT SARI
juin 2010
- N° 124** *A Dynamic Overview of Socio-Productive Models in France (1992-2004)*
Un panorama dynamique des modèles socio-productifs en France (1992-2004)
THOMAS AMOSSE, THOMAS COUTROT
juin 2010
- N° 123** *Ségrégation urbaine et accès à l'emploi : une introduction*
MANON DOMINGUES DOS SANTOS, YANNICK L'HORTY, ÉLISABETH TOVAR
novembre 2009
- N° 122** *Les effets des allègements de cotisations sociales sur l'emploi et les salaires : une évaluation de la réforme Fillon de 2003*
MATTHIEU BUNEL, FABRICE GILLES, YANNICK L'HORTY
août 2009
- N° 121** *Do Environmental-Related Standards Contribute to Successful Recruitment?*
GILLES GROLLEAU, NAOUFEL MZOUGHFI, SANJA PEKOVIC
août 2009
- N° 120** *Santé et pénibilité en fin de vie active : Une comparaison européenne*
CATHERINE POLLAK
juin 2009
- N° 119** *Expérimenter pour décider ? Le RSA en débat*
BERNARD GOMEL, EVELYNE SERVERIN
juin 2009