



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

# Documents de travail

## « Co-résidence chez les parents et indemnisation des jeunes chômeurs en Europe »

Auteurs

**Olivia ÉKERT-JAFFÉ, Isabelle TERRAZ**

Document de travail n° 2007-03

*Janvier 2007*

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

Secrétariat du BETA

Christine Demange

Tél. : (33) 03 90 24 20 69

Fax : (33) 03 90 24 20 70

[demange@cournot.u-strasbg.fr](mailto:demange@cournot.u-strasbg.fr)

<http://cournot.u-strasbg.fr/beta>



# Co-résidence chez les parents et indemnisation des jeunes chômeurs en Europe.

Olivia Ékert-Jaffé

INED, Paris

Isabelle Terraz

BETA, Université Louis Pasteur, Strasbourg

## *Résumé*

La situation des pays européens au regard du chômage est d'une grande diversité. En effet, tant les performances du marché du travail que les niveaux d'indemnisation et les modes de vie des chômeurs diffèrent selon les pays. Nous montrons dans cet article que les modes de vie des chômeurs européens dépendent essentiellement des traditions de cohabitation des jeunes dans les pays considérés.

## **1. INTRODUCTION**

En matière de chômage, force est de constater que c'est l'hétérogénéité qui prévaut en Europe. Plutôt que d'évoquer l'importance du chômage européen au regard des taux américains ou japonais, il faudrait parler des taux de chômage européens tant les performances des pays peuvent être disparates. En outre, cette diversité des taux de chômage s'accompagne de modes de prise en charge des chômeurs extrêmement variés qui s'expliquent par une genèse différente des systèmes de protection sociale dans chacun de ces pays.

Une typologie, désormais classique, des systèmes de protection sociale établie par ESPING-ANDERSEN (1990) distinguait trois types de modèles en Europe. Un modèle « nordique » caractérisé par l'universalité des prestations et des montants élevés distribués, un modèle « libéral », qui dispense des allocations d'un faible montant et un modèle « continental », dans la tradition bismarckienne d'assurance, dans lequel les droits sont liés à l'emploi et au versement de cotisations assises sur les salaires. Cette typologie esquisse une première ligne de fracture quant à la générosité des systèmes, opposant le modèle nordique au modèle libéral mais ne permet pas d'appréhender les caractéristiques des pays du sud de l'Europe. Dans ces pays, la famille joue un

rôle particulièrement important (LEIBFRIED 1992, FERRERA 1996, RHODES 1996 ou GOUGH 1996) ce qui a amené ESPING-ANDERSEN (1999) à discuter de la validité d'un quatrième modèle de protection sociale, le modèle « méditerranéen », dans lequel la famille tend à compenser le faible développement de l'Etat providence.

Dans de nombreux pays, le chômage des jeunes est important. Ils sont en général moins bien indemnisés que leurs aînés et présentent des traditions de cohabitation différentes. Cependant, ce dernier élément est très variable d'un pays à l'autre. Les jeunes restent plus longtemps au domicile parental dans les pays du sud que dans le nord de l'Europe (AASVE *et alii*, 2001, GIULIANO, 2006) alors même que l'indemnisation y est faible. Face à ce constat, l'objet de notre contribution sera double. Il s'agira, dans un premier temps, de quantifier les apports de l'Etat et de la famille au niveau de vie du jeune chômeur pour illustrer l'hétérogénéité des systèmes en Europe. Nous approfondirons ensuite le lien entre les deux. Dans quelle mesure les structures familiales des chômeurs dépendent-elles du degré de développement de l'Etat providence ? Telle est la question que nous examinerons ensuite.

## **2. COMBINAISONS DES SOLIDARITÉS PUBLIQUES ET PRIVÉES**

### **2.1 Indicateurs de prise en charge par l'État et la famille**

Explorer la relation entre solidarités privée et publique dans la prise en charge des jeunes chômeurs européens suppose de définir des indicateurs de prise en charge par l'État et la famille. Pour ce faire, il nous a paru nécessaire d'estimer des salaires pour les personnes sans emploi nous permettant d'évaluer leur potentiel salarial sur le marché du travail (EKERT et TERRAZ 2005). Cet élément de comparaison étant obtenu, il nous permet d'apprécier ce que l'État ou la famille procure au jeune chômeur par rapport à son potentiel sur le marché du travail.

Ainsi, l'indicateur de prise en charge par l'État<sup>1</sup> correspond aux allocations versées par l'État (au titre du chômage ou du fait de leur situation familiale) au jeune chômeur par rapport à son salaire estimé. Quant à l'indicateur de prise en charge familial, il comporte les aides versées par d'autres ménages ainsi que les ressources des autres membres du ménage. En effet, vivre au sein de la cellule familiale permet la mise en commun de certaines dépenses et de ressources. Nous évaluons la part qui revient au jeune chômeur en calculant l'ensemble des ressources des personnes qui partagent le ménage du jeune chômeur que nous

---

<sup>1</sup>. Nous parlerons indifféremment de prise en charge par l'État que les allocations soient versées par l'administration centrale ou par un organisme paritaire.

divisons par le nombre d'équivalent adulte. En outre, l'apport de la famille dépend également des transferts entre ménages qui permettent de venir en aide au jeune chômeur. Ces deux éléments composent les ressources dites familiales. La prise en charge familiale sera alors évaluée par les ressources familiales qui reviennent au jeune chômeur par rapport aux ressources qu'il aurait pu obtenir s'il avait retrouvé un emploi rémunéré au salaire que nous avons estimé.

Ces deux indicateurs, détaillés dans EKERT et TERRAZ (2006) et dont les définitions sont reprises en annexe, permettent d'appréhender les rôles respectifs de la solidarité privée et publique dans la prise en charge des jeunes chômeurs. Ils ont, en outre, le mérite d'intégrer ces apports par rapport au potentiel de la personne.

## **2.2 Les données du panel communautaire des ménages**

Pour calculer des indicateurs de prise en charge par l'État et la famille, cet article s'appuie sur les données issues du Panel Communautaire des ménages. Cette enquête offre des données suivies tant démographiques qu'économiques sur la situation des individus et des ménages européens entre 1994 et 2001. Du fait d'un problème de disponibilité des données, notre étude portera sur dix pays européens (Belgique, Danemark, Allemagne, Grèce, Espagne, France, Irlande, Italie, Portugal et Royaume Uni).

Par ailleurs, nous retenons comme « chômeurs » les individus ayant déclaré avoir connu le chômage pendant un mois ou plus durant le Panel. Cette option déclarative nous paraît préférable à celle traditionnelle du BIT car elle a le mérite de ne pas occulter la situation des chômeurs découragés et nous permet d'appréhender, de façon large, le vécu des personnes privées d'emplois.

L'analyse sera centrée sur les jeunes adultes qui connaissent le chômage. Au vu des décohabitations tardives dans les pays du Sud de l'Europe, nous considérerons alors que les jeunes chômeurs sont les individus qui ont déclaré avoir connu une période de chômage durant un mois ou plus au cours du Panel et qui sont âgés de 16 à 35 ans pour les pays méditerranéens et de 16 à 30 ans dans les autres.

## **2.3 L'apport de l'État et de la famille**

### *2.3.1 Le niveau de vie des jeunes chômeurs*

Le chômage affecte le niveau de vie des personnes qui le subissent. En moyenne européenne, et lorsque l'on prend en compte les apports de l'État et de la famille, les individus ayant connu le chômage perçoivent 65% de ce qu'ils auraient pu percevoir si ils avaient exercé une activité. La perte moyenne des chômeurs européens est alors de 35% ce qui dissimule des situations

hétérogènes. Le Danemark, emblématique du modèle « nordique », est de loin le pays le plus généreux : les chômeurs y subissent une perte limitée (11%). À l'autre extrême, les chômeurs grecs subissent une perte de près de 50%. On retrouve ainsi, une opposition entre les pays « nordiques » et les pays du sud méditerranéens dans lesquels la prise en charge du chômage est faible. Les pays continentaux (Belgique, France, Allemagne) occupent une position intermédiaire avec une perte comprise entre 20 et 30%. Enfin, les pays du modèle « libéral » présentent des situations contrastées. En termes de niveau de vie, l'Irlande se rapproche des pays continentaux tandis que la Grande-Bretagne est proche des pays méditerranéens.

Tableau 1 : **La perte liée au chômage**

Pays	Ensemble	Jeunes
Belgique	21,2%	22,8%
Danemark	11,0%	8,7%
Allemagne	28,5%	29,9%
Grèce	48,1%	45,6%
Espagne	39,1%	38,8%
France	22,6%	28,0%
Irlande	30,2%	23,5%
Italie	44,8%	42,4%
Portugal	31,2%	33,3%
Royaume- Uni	42,3%	40,7%
UE-10	34,9%	35,2%

Source : PCM

La situation des jeunes chômeurs est également contrastée mais les disparités constatées rejoignent principalement les différences de système de protection sociales mises en exergue précédemment. Quant aux différences de niveau de vie entre les jeunes et l'ensemble de la population, elles sont principalement en faveur des jeunes et, lorsque ce n'est pas le cas, sont relativement faibles. La France est le seul pays faisant exception. La perte de niveau de vie des jeunes chômeurs français est supérieure de cinq points à celle de l'ensemble de la population ayant connu le chômage.

Si État et famille se conjuguent pour contribuer au niveau de vie du chômeur, la perte totale due au chômage sur le revenu individuel ( $1 - bt_{it}$ ) peut alors s'écrire comme la combinaison des pertes dues à l'État, et à la famille (annexe), soit :

$$(1 - bt_{it}) = (1 - be_{it})(1 - bf_{it})$$

Le tableau 2 présente les pertes liées à l'État, la famille ainsi que la perte totale.

Tableau 2 : **Pertes liées à l'État et à la famille**

Pays	Perte totale	Perte liée à l'État	Perte liée à la famille
Belgique	23%	47%	52, %
Danemark	8,7%	14%	60%
Allemagne	30%	53, %	59, %
Grèce	45,6%	96%	47%
Espagne	38%	85%	46%
France	28,0%	55%	52%
Irlande	24, %	49%	52%
Italie	42%	97%	44%
Portugal	33%	80%	41%
Royaume-Uni	41%	70,0%	62%
UE-10	35%	75%	49%

Source : PCM

Les différences dans les pertes liées au chômage s'expliquent principalement par les différences de générosité des systèmes d'indemnisation du chômage. Ainsi, les pertes liées à l'État s'échelonnent de 14% au Danemark à 96% en Grèce et 97% en Italie. Dans ces deux derniers pays, la prise en charge des personnes au chômage est particulièrement faible, reflet d'un système de protection sociale relativement peu développé. La situation des jeunes chômeurs espagnols et portugais est également peu enviable dans la mesure où les prestations versées par l'État représentent entre 15 et 20% de leur potentiel salarial (soit des pertes de 85 et 80%). Encore une fois, les pays continentaux occupent une position intermédiaire en allouant à leurs jeunes chômeurs des prestations à hauteur de la moitié de leur potentiel salarial. De manière générale, si l'on omet le cas du Danemark, les prestations versées par l'État au titre du chômage sont généralement faibles et ne contribuent que peu au niveau de vie des jeunes chômeurs européens.

Les pertes liées à la famille sont moins contrastées, même si des différences notables existent en Europe. Reflet du système méditerranéen, la contribution familiale est plus importante dans les pays du sud que dans le nord de l'Europe. La perte liée à la famille s'échelonne de 41% à 47% dans les pays méditerranéens tandis qu'elle est d'environ 52% en France et en Irlande, proche de 60% dans les

autres pays continentaux et nordiques. Cette perte est la plus forte au Royaume-Uni où elle atteint 62%.

Tableau 3 : Les modes de vie des jeunes chômeurs européens

Pays	Personne seule	Chef de ménage monoparental	Personne référence dans couple	Conjoint dans un couple	Enfant du couple	Total
Belgique	7,3%	7,8%	12,4%	47,6%	25,0%	100%
Danemark	14,9%	6,9%	19,0%	48,4%	10,9%	100%
Allemagne	9,7%	3,4%	25,2%	29,4%	32,3%	100%
Grèce	0,9%	0,9%	9,1%	18,7%	70,5%	100%
Espagne	0,9%	0,8%	15,0%	18,8%	64,5%	100%
France	7,3%	7,8%	12,4%	47,6%	25,0%	100%
Irlande	3,4%	3,2%	22,7%	7,8%	63,0%	100%
Italie	1,8%	0,3%	7,5%	10,1%	80,4%	100%
Portugal	0,7%	1,0%	9,4%	26,2%	62,7%	100%
Royaume-Uni	8,0%	6,0%	29,6%	16,7%	39,7%	100%

Source : PCM

Ces différences s'expliquent notamment par le mode de vie des jeunes chômeurs européens. Ainsi, 63% des jeunes chômeurs portugais, 65% des espagnols, 71% des grecs et 80% des italiens sont de jeunes adultes qui partagent toujours le domicile de leurs parents. Ces pourcentages sont de 11% au Danemark et proche de 30% dans les pays continentaux. Mécaniquement, les personnes qui vivent avec leurs parents bénéficieront d'une mise en commun des ressources plus importantes. Leur prise en charge familiale sera d'autant plus forte.

Cependant, la contribution familiale est loin de compenser les disparités des systèmes d'indemnisation du chômage. Au final, un jeune chômeur danois vit mieux que son homologue grec ou italien. Même si la famille contribue plus au niveau de vie des jeunes chômeurs dans les pays méditerranéens, les disparités dans les systèmes d'indemnisation du chômage sont telles qu'elles ne sont pas compensées par les prises en charge familiales.

### 2.3.2 *État et famille se substituent pour prendre en charge les jeunes chômeurs*

Dans les pays méditerranéens, la solidarité privée prend le relais de la solidarité publique. Dans les pays où la solidarité publique est plus importante,

la proportion de jeunes chômeurs vivant seuls est plus élevée. Ces résultats sur valeurs moyennes ne nous renseignent pas sur la substituabilité de ces indicateurs au niveau individuel. Il est nécessaire pour cela de calculer pour chacune des jeunes personnes ayant connu le chômage des taux de corrélation entre prise en charge familiale et étatique. Ces taux sont d'abord calculés pour l'ensemble des personnes puis au sein de chaque configuration familiale.

Tableau 4 : Corrélation entre prise en charge familiale et étatique

Pays	Jeunes (Ensemble)	Personne seule	Chef de ménage monoparental	Personne référence dans couple	Conjoint dans un couple	Enfant du couple
Belgique	-0.196**			-0.354**		
Danemark						0.210
Allemagne	-0.157**					
Grèce				0.182		
Espagne	-0.164**			-0.151**		-0.045*
France	-0.099**					0.061
Irlande	-0.1901**				0.445**	
Italie	-0.114**	-0.274**			-0.142**	
Portugal					0.148**	
Royaume-Uni	-0.220**		-0.276*			-0.120**
UE-10	-0.188**	-0.097**	-0.153**			-0.023**

Source : PCM

Lecture : seules sont reportées, les valeurs significatives. \*\* : significatif au seuil de 1%, \* au seuil de 5%, sans étoile au seuil de 10%.

Au niveau européen et dans la plupart des pays, la corrélation entre prise en charge familiale et étatique est significativement négative. La substituabilité est apparente pour l'ensemble des chômeurs. L'État est présent lorsque la famille ne l'est pas ou peu présent lorsque la famille contribue de façon importante au niveau de vie du chômeur. Cette corrélation est particulièrement forte au Royaume-Uni (-0,22), en Belgique et en Irlande (-0,19), en Espagne et en Allemagne (-0,16). Elle est également vérifiée en Italie (-0,11) et en France (-0,10). Dire que la famille se substitue en l'État dans le modèle « méditerranéen » est avéré mais cette substituabilité est également valide dans la majeure partie des pays européens considérés. Les pays à faire exception, le Danemark et la Grèce occupent des positions extrêmes vis à vis de l'intervention de l'État. La quasi totalité des chômeurs danois bénéficie d'un

système d'indemnisation généreux tandis que c'est l'indigence qui prévaut en Grèce. Dans ce pays, l'indemnisation d'un montant très faible ne touche que peu de chômeurs qui vivent essentiellement au sein des familles. Au Portugal, la corrélation ne se vérifie pas non plus pour les jeunes chômeurs.

### 3. INDEMNISATION DU CHÔMAGE ET RESIDENCE CHEZ LES PARENTS

Dans quelle mesure la faible intervention de l'État va-t-elle influencer la façon dont vivent les chômeurs ? Nous terminons cet article par un test de l'endogénéité des structures familiales dans l'explication de l'indemnisation du chômage des jeunes adultes en Europe. Les jeunes adultes vivraient plus souvent au sein de la cellule familiale en cas de chômage dans les pays méditerranéens à cause d'une indemnisation indigente. Dans ce cas, la structure familiale serait endogène à l'indemnisation. Cependant, les décohabitations sont plus tardives dans les pays du Sud mais la part des jeunes en emploi qui vivent toujours avec leurs parents y est également plus élevée. Il s'agit alors de chiffrer la part respective de ces éléments qui expliquent les différences de position des chômeurs dans les familles.

#### 3.1 La spécification économétrique

Econométriquement, la relation entre indemnisation et lieu de vie est complexe. L'étude du lien entre indemnisation du chômage et structure familiale peut être traitée au moyen du modèle bivarié explicité ci-dessous. Le critère d'indemnisation est noté  $y_{i1}^*$ . Cette variable latente correspond au niveau d'indemnisation et elle sous-tend la variable dichotomique d'observation  $y_{i1}$ .

Parmi les différentes variables qui semblent avoir une influence sur cette indemnisation, nous nous intéressons tout particulièrement à la résidence dans sa famille d'origine (variable que nous qualifierons, par la suite, de variable « co-résidence »). Cette variable, notée  $y_{i2}^*$ , modélise une prise de décision.

Afin d'estimer le rôle de la structure familiale sur la participation de l'État à l'entretien du chômeur, il est nécessaire de s'interroger au préalable sur la possible endogénéité de la variable de résidence. L'absence d'indemnisation peut conduire les jeunes chômeurs à rester au domicile parental. L'estimation de l'une des équations du modèle, sans tenir compte de l'autre, conduirait à fausser les résultats. En cas d'endogénéité, l'espérance du terme d'erreur conditionnelle à la variable explicative de la co-résidence est différente de zéro ( $E(u_{i1} / y_{i2}) \neq 0$ ). La non prise en compte de l'endogénéité peut entraîner des biais importants dans les coefficients estimés. Par conséquent, nous sommes amenées à expliciter puis à estimer un système de deux équations simultanées

qui se présente sous la forme d'un modèle normal bivarié. Les deux variables expliquées sont dichotomiques.

Le modèle, qui tient compte des deux variables (indemnisation du chômage et co-résidence) est donc spécifié de la manière suivante :

$$\begin{cases} y_{i1}^* = x_{i1}\beta_1 + \alpha d_i + u_{i1} & (1) \\ y_{i2}^* = x_{i2}\beta_2 + u_{i2} & (2) \end{cases}$$

$$\text{avec } \begin{pmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \end{pmatrix} \sim N \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{1i}^2 & \rho\sigma_{1i}\sigma_{2i} \\ \rho\sigma_{1i}\sigma_{2i} & \sigma_{2i}^2 \end{pmatrix} \right] \text{ les perturbations du modèle.}$$

Seuls les signes  $y_{i1}^*$  (indemnisation ou pas) et  $y_{i2} = d_i$  (co résidence ou pas) des deux variables  $y_{i1}^*$  et  $y_{i2}^*$  sont observés et les variables expliquées de notre modèle se définissent de la manière suivante :

$$y_{i1} = \begin{cases} 0 & \text{si } y_{i1}^* \leq 0 \\ 1 & \text{si } y_{i1}^* > 0 \end{cases} \quad y_{i2} = \begin{cases} 0 & \text{si } y_{i2}^* \leq 0 \\ 1 & \text{si } y_{i2}^* > 0 \end{cases}$$

$y_{i1}$  est codée 1 au cas où le chômeur est indemnisé, 0 dans le cas contraire.

La co-résidence est codée 1 si le jeune chômeur vit au foyer de ses parents, 1 sinon. Les variables explicatives de chacun des modèles se notent respectivement  $x_{i1}$  et  $x_{i2}$ .

L'équation (1) peut se réécrire de la manière suivante :

$$y_{i1}^* = x_{i1}\beta_1 + \alpha d_i + \rho \frac{\sigma_1}{\sigma_2} (y_{i2}^* - x_{i2}\beta_2) + w_{1i}$$

où le terme d'erreur  $w_{1i}$  suit une loi normale d'espérance nulle et de variance  $\sigma_1^2(1 - \rho^2)$ .

Dès lors que  $\rho \neq 0$ ,  $E(u_{i1} / x_{i1}, y_{i2}) \neq 0$ . Autrement dit, la seule estimation de l'équation (1) sans tenir compte de la seconde équation peut comporter un biais d'endogénéité. En revanche, si la corrélation est nulle ( $\rho = 0$ ), il n'y a pas d'endogénéité. Si les jeunes chômeurs au foyer parental sont moins indemnisés,

ce n'est pas parce qu'ils sont précisément au foyer parental du fait de l'indigence de l'indemnisation : ce constat s'accompagne de la reconnaissance du poids des traditions, des facteurs extérieurs au chômage, dans la présence des jeunes au foyer parental.

### 3.2 Résultats

Le tableau 5 présente les résultats du modèle. L'indemnisation du chômage dépend ici de sa durée et de l'histoire professionnelle du jeune : existence d'un travail antérieur, âge et périodes de chômages antérieures. Cette dernière variable atteste du chômage récurrent mais aussi d'une expérience passée. Il dépend aussi de la structure familiale et du fait de vivre chez ses parents ce qui constitue la structure dominante.

La résidence au foyer parental diminue avec l'âge et augmente avec le niveau d'étude. À âge égal, elle est plus fréquente pour les hommes que pour les femmes. Enfin, une longue période de chômage peut retarder l'indépendance résidentielle (Aasve et al. 2001).

Pour analyser la relation entre structure familiale et indemnisation du chômage, nous avons utilisé une variable instrumentale dans l'équation de co-résidence. Cette variable instrumentale représente le pourcentage des personnes en emploi ayant les mêmes caractéristiques que les chômeurs et qui vivent chez leurs parents. Cette variable est bien exogène à l'équation d'indemnisation et exprime les traditions de décohabitation du pays.

Afin d'obtenir des modèles convergents et des résultats plus robustes, nous avons regroupé des pays au comportement voisin : l'Europe du Sud comprend l'Espagne, l'Italie et la Grèce. L'Allemagne est associée à la France dans le groupe des pays continentaux et les résultats sont présentés pour le Royaume-Uni<sup>2</sup>.

---

<sup>2</sup> Dans les autres pays, les procédures d'itération ne produisent pas des valeurs des paramètres qui convergent ou bien, si elles convergent, le pseudo aléa est trop fort.

Tableau 5 : Test de l'endogénéité de la co-résidence avec les parents sur la probabilité d'être indemnisé

	Royaume Uni	Pays du Sud <sup>3</sup>	France et Allemagne
<b>Indemnisation</b>			
Constante	-5.4901*	-7.868*	-8.1370*
Pays		.3595*	.0104*
Age	0.2621*	.2343*	.330*
Age au carré	-0.0037*	-.0041*	-.0052*
A déjà travaillé	0.5219	.8258*	.5435*
Durée de la dernière période de chômage	0.04195	-.0406*	-.0184*
Nombre de périodes de chômage depuis le début du panel	0.1152*	.1409*	.1179*
Vit chez ses parents	1.229*	-1.131*	-.2291
<b>Co-résidence chez les parents</b>			
Constante	2.1518	1.572*	.6457*
Pays		-0.1152*	-.00232
Femme	-0.4191*	-.1968*	-.43904*
Niveau d'étude < bac	-0.1513	-.2156*	-.04861
Age	-0.0345	-.0297*	-.11702*
A déjà travaillé	-0.3166*	-.2381*	-.1939*
Chômage de longue durée	0.0881	.1474*	.18488*
Co-résidence de la personne en emploi <sup>4</sup>	2.0494*	1.9973*	1.1648*
Coefficient de corrélation	-0.7222*	.492*	-.05
PseudoLog Vraisemblance	-1796	-14877	-9280
Nombre d'observations	1501	19173	9518

Lecture : \* : significatif au seuil de 5%

Les pondérations et les écarts types estimés tiennent compte de la présence possible d'une même personne au chômage plusieurs années.

Les coefficients du modèle ont le signe attendu : la probabilité d'être indemnisé augmente avec l'âge et le nombre de périodes de chômage. L'effet du travail antérieur est également positif mais il n'est pas significatif au Royaume-Uni. Enfin, les périodes antérieures de chômage témoignent de l'existence d'un travail et leur coefficient est positif dans tous les pays. La durée

<sup>3</sup> Italie, Espagne et Grèce. Pour ces pays, l'échantillon à la base de ce test comprend les chômeurs âgés de 30 à 35 ans. Il est limité aux moins de 30 ans pour les autres pays.

<sup>4</sup> La probabilité de vivre chez ses parents est estimée, en fonction des variables de ce modèle, pour une personne en emploi de mêmes caractéristiques.

de chômage (limitée à 12 mois) joue négativement dans les pays du Sud, en France et en Allemagne. Elle n'est pas significative au Royaume-Uni. Lorsque l'expérience professionnelle est trop faible pour être éligible à l'assurance chômage, des chômeurs de courte durée peuvent avoir été victime d'un délai de carence et ne pas avoir reçu d'assistance. Enfin, l'interprétation de l'effet de la co-résidence doit se faire en liaison avec la deuxième équation. En France et en Allemagne, il apparaît comme nul : si les jeunes vivant chez leurs parents sont moins indemnisés, cela vient de leur plus faible insertion professionnelle.

Pour un chômeur, vivre au foyer parental dépend d'abord des traditions du pays avant de dépendre de l'indemnisation du chômage. Cette probabilité de vivre au foyer parental estimée pour les personnes en emploi de mêmes caractéristiques socio-économiques (âge, niveau d'études, travail antérieur, etc.), est la première variable qui explique la co-résidence des jeunes chômeurs. En dehors de ces variables culturelles, les jeunes chômeurs peuvent partager plus souvent le domicile parental en fonction de leur âge, de leur sexe ou de l'expérience passée sur le marché du travail. Dans tous les pays et à situation égale, les femmes quittent plus le domicile de leurs parents et ce, d'autant plus qu'elles sont au chômage. Dans les pays du Sud, les différences structurelles sont plus marquées. Par rapport aux personnes en emploi, les jeunes chômeurs ont d'autant plus quitté leurs parents qu'ils sont plus âgés, ont un faible niveau d'études ou une expérience passée sur le marché du travail.

En France et en Allemagne, la co-résidence est exogène à l'indemnisation. Les tests qui portent sur la corrélation entre l'équation d'indemnisation du chômage et celle de la co-résidence ne sont pas significativement différents de zéro. Dans les pays du Sud, au contraire, co-résidence et indemnisation sont endogènes. Cependant, lorsque l'on contrôle pour cette simultanéité, le fait de vivre chez ses parents influence l'indemnisation. Les conclusions relatives au Royaume-Uni sont à interpréter avec prudence, l'aléa étant trop important pour conduire à des résultats clairs. Une endogénéité entre indemnisation et co-résidence serait présente. Tout en contrôlant pour cet effet, les personnes en co-résidence seraient également mieux indemnisées.

#### 4. CONCLUSION

Solidarités publiques et privées se combinent différemment selon les pays et procurent aux jeunes chômeurs européens des niveaux de vie très différents selon leur lieu de résidence. De façon générale, l'apport familial est plus important lorsque l'apport de l'État est faible et inversement. Cet élément semble particulièrement crucial pour les jeunes chômeurs du pays du sud de l'Europe qui vivent majoritairement au domicile de leurs parents et qui sont très peu indemnisés. Cependant, vivre au foyer de ses parents dépend d'abord des traditions du pays. En France et en Allemagne, la co-résidence est exogène à l'indemnisation.

## ANNEXE

### Prise en charge par l'État

Pour chaque personne du panel ayant connu le chômage ( $i$ ) durant les sept vagues étudiées, les indicateurs de prise en charge par les allocations chômage ( $bec_i$ ) et les autres prestations ( $bea_i$ ) s'écrivent :

$$bec_i = \sum_t \frac{d_{it}}{D_i} \frac{c_{it}}{w_{it}} \quad \text{et} \quad bea_i = \sum_t \frac{d_{it}}{D_i} \frac{a_{it}}{w_{it}}$$

Nous disposons de données de revenu annuelles dans le cadre du panel européen des ménages et de la situation de la personne mois par mois. Nous utilisons ces informations pour obtenir des données mensuelles. Ainsi,  $c_{it}$  représente le montant mensuel d'indemnisation chômage perçu par la personne  $i$  pendant l'année  $t$ ,  $a_{it}$ , les autres allocations versées par l'État perçues par le chômeur durant la même année et rapportées à une base mensuelle<sup>5</sup> et  $w_{it}$  son salaire potentiel mensuel. Pour définir un indicateur de prise en charge individuel sur le panel, nous pondérons l'indicateur de chaque vague par la durée de chômage de l'année rapportée à la durée totale qu'il a connue. Ce facteur de pondération s'écrit  $d_{it} / D_i$  où  $d_{it}$  représente la durée du chômage qu'il a connu pendant l'année et  $D_i$  la durée totale du chômage sur le panel.

### Prise en charge par la famille

Pour chaque personne du *Panel* ayant connu le chômage, l'indice de prise en charge par la famille ( $bf_{it}$ ) pour une vague donnée s'écrit:

$$bf_{it} = \frac{\left( \sum_{m \neq i} y_{mt} + T_{it} \right) / e_{it}}{\left( w_{it} + \sum_{m \neq i} y_{mt} + T_{it} \right) / e_{it}} = \frac{\sum_{m \neq i} y_{mt} + T_{it}}{w_{it} + \sum_{m \neq i} y_{mt} + T_{it}}$$

---

<sup>5</sup> Les montants des prestations versées par l'Etat sont déclarées annuellement et réparties entre les différents membres du ménage par Eurostat. Nous les divisons par 12 pour les rapporter à une base mensuelle et pouvoir ainsi les comparer avec les niveaux des salaires mensuels que nous avons estimés.

Avec  $\sum_{m \neq i} y_{mt}$  représentant les revenus des membres  $m$  du ménage l'année  $t$ ,  $T_{it}$

les transferts entre ménages et  $e_{it}$  le nombre d'équivalent adulte. Dans ce cadre, la prise en charge familiale est indépendante de l'échelle d'équivalence utilisée. Elle est nulle si la personne ayant connu le chômage vit seule et ne bénéficie pas de transferts d'autres ménages et sera d'autant plus importante que les ressources des autres membres du foyer sont conséquentes. Cet indicateur sera également d'autant plus élevé que le salaire potentiel estimé du chômeur est faible relativement aux ressources des autres personnes du ménage. Enfin pour obtenir un indicateur individuel sur le *Panel* ( $bf_i$ ), nous utilisons le facteur de

pondération décrit précédemment :  $\left( bf_i = \sum_t \frac{d_{it}}{D_i} bf_{it} \right)$ .

#### **Prise en charge totale du chômage**

Pour chaque personne du *Panel* ayant connu le chômage l'année  $t$ , la prise en charge totale de la personne sans emploi se note  $bt_{it}$  :

$$bt_{it} = \frac{\left( C_{it} + \sum_{m \neq i} y_{mt} + T_{it} \right) / e_{it}}{\left( w_{it} + \sum_{m \neq i} y_{mt} + T_{it} \right) / e_{it}} = \frac{C_{it} + \sum_{m \neq i} y_{mt} + T_{it}}{w_{it} + \sum_{m \neq i} y_{mt} + T_{it}}$$

où le numérateur représente l'apport de l'État à travers les prestations

( $C_{it}$ ) ainsi que l'apport familial  $\left( \sum_{m \neq i} y_{mt} + T_{it} \right)$  tandis que le dénominateur

fait intervenir le potentiel salarial du chômeur et rappelle l'apport de la famille.

La perte due au chômage sur le revenu individuel ( $1 - bt_{it}$ ) peut alors s'écrire comme la combinaison des pertes dues à l'État et à la famille :

$$(1 - bt_{it}) = (1 - be_{it})(1 - bf_{it})$$

**BIBLIOGRAPHIE**

AASSVE A., BILLARI F., MAZZUCO S. et ONGARO F. (2001), "Leaving Home Ain't Easy. A Comparative Longitudinal Analysis of ECHP Data", *MPIDR Working Paper*, n° 2001-038.

CHAMBAZ C. (2000), "Les jeunes adultes en Europe", *Études et Résultats*, n° 90, Drees.

EKERT-JAFFE O. et TERRAZ I. (2005), "L'État et la cellule familiale sont-ils substituables dans la prise en charge du chômage en Europe", *Working Paper Beta*, n° 2005-04 et séminaire « Les lundis de l'Ined », 3 janvier.

EKERT-JAFFE O. et TERRAZ I. (2006), "L'État et la cellule familiale sont-ils substituables dans la prise en charge du chômage en Europe ? Une comparaison basée sur le panel européen des ménages", *Économie et Statistique*, n°387, pp.65-83.

ESPING-ANDERSEN G. (1990), "The Three Worlds of Welfare Capitalism", Princeton University Press, Princeton.

ESPING-ANDERSEN G. (1999), "Social foundations of Postindustrial Economies", Oxford Press.

ESPING-ANDERSEN G. (2002), "Why we Need a New Welfare State", Oxford University Press, Oxford.

FERRERA M. (1996), "The southern model of welfare in social Europe", *Journal of European Social Policy*, volume 6, pp.27-37.

GIULIANO P. (2006), "Living Arrangements in Western Europe: Does cultural Origin Matter ?", IZA Discussion Paper n°2042.

GOUGH I. (1996), "Social assistance in southern Europe", *South European Society and Politics*, volume 1, n°1, pp.1-23.

LEIBFRIED S. (1992), "Towards a European Welfare State: On integrating Poverty Regimes in the European Community", in Z. Ferge and J.E. Kolberg (eds.), *Social Policy in a Changing Europe*, Frankfurt, Campus Verlag, pp. 245-280.

LOLLIVIER S. (2003), *Econométrie avancée des variables qualitatives*, Cours de l'ENSAE, Paris. , 112p .

RHODES M. (1996), "Southern European Welfare States: identity, problems and prospects for reform", *South European Society and Politics*, volume 1, n°3, pp.1-22.

# Documents de travail du BETA

---

- 2000–01 *Hétérogénéité de travailleurs, dualisme et salaire d'efficience.*  
Francesco DE PALMA, janvier 2000.
- 2000–02 *An Algebraic Index Theorem for Non-smooth Economies.*  
Gaël GIRAUD, janvier 2000.
- 2000–03 *Wage Indexation, Central Bank Independence and the Cost of Disinflation.*  
Giuseppe DIANA, janvier 2000.
- 2000–04 *Une analyse cognitive du concept de « vision entrepreneuriale ».*  
Frédéric CRÉPLET, Babak MEHMANPAZIR, février 2000.
- 2000–05 *Common knowledge and consensus with noisy communication.*  
Frédéric KÖESSLER, mars 2000.
- 2000–06 *Sunspots and Incomplete Markets with Real Assets.*  
Nadjette LAGUÉCIR, avril 2000.
- 2000–07 *Common Knowledge and Interactive Behaviors : A Survey.*  
Frédéric KÖESSLER, mai 2000.
- 2000–08 *Knowledge and Expertise : Toward a Cognitive and Organisational Duality of the Firm.*  
Frédéric CRÉPLET, Olivier DUPOUËT, Francis KERN, Francis MUNIER, mai 2000.
- 2000–09 *Tie-breaking Rules and Informational Cascades : A Note.*  
Frédéric KÖESSLER, Anthony ZIEGELMEYER, juin 2000.
- 2000–10 *SPQR : the Four Approaches to Origin-Destination Matrix Estimation for Consideration by the MYSTIC Research Consortium.*  
Marc GAUDRY, juillet 2000.
- 2000–11 *SNUS-2.5, a Multimoment Analysis of Road Demand, Accidents and their Severity in Germany, 1968-1989.*  
Ulrich BLUM, Marc GAUDRY, juillet 2000.
- 2000–12 *On the Inconsistency of the Ordinary Least Squares Estimator for Spatial Autoregressive Processes.*  
Théophile AZOMAHOU, Agénor LAHATTE, septembre 2000.
- 2000–13 *Turning Box-Cox including Quadratic Forms in Regression.*  
Marc GAUDRY, Ulrich BLUM, Tran LIEM, septembre 2000.
- 2000–14 *Pour une approche dialogique du rôle de l'entrepreneur/manager dans l'évolution des PME : l'ISO comme révélateur ...*  
Frédéric CRÉPLET, Blandine LANOUX, septembre 2000.
- 2000–15 *Diversity of innovative strategy as a source of technological performance.*  
Patrick LLERENA, Vanessa OLTRA, octobre 2000.
- 2000–16 *Can we consider the policy instruments as cyclical substitutes ?*  
Sylvie DUCHASSAING, Laurent GAGNOL, décembre 2000.

- 2001–01 *Economic growth and CO2 emissions : a nonparametric approach.*  
Théophile AZOMAHOU, Phu NGUYEN VAN, janvier 2001.
- 2001–02 *Distributions supporting the first–order approach to principal–agent problems.*  
Sandrine SPÆTER, février 2001.
- 2001–03 *Développement durable et Rapports Nord–Sud dans un Modèle à Générations Imbriquées : interroger le futur pour éclairer le présent.*  
Alban VERCHÈRE, février 2001.
- 2001–04 *Modeling Behavioral Heterogeneity in Demand Theory.*  
Isabelle MARET, mars 2001.
- 2001–05 *Efficient estimation of spatial autoregressive models.*  
Théophile AZOMAHOU, mars 2001.
- 2001–06 *Un modèle de stratégie individuelle de primo–insertion professionnelle.*  
Guy TCHIBOZO, mars 2001.
- 2001–07 *Endogenous Fluctuations and Public Services in a Simple OLG Economy.*  
Thomas SEEGMULLER, avril 2001.
- 2001–08 *Behavioral Heterogeneity in Large Economies.*  
Gaël GIRAUD, Isabelle MARET, avril 2001.
- 2001–09 *GMM Estimation of Lattice Models Using Panel Data : Application.*  
Théophile AZOMAHOU, avril 2001.
- 2001–10 *Dépendance spatiale sur données de panel : application à la relation Brevets–R&D au niveau régional.*  
Jalal EL OUARTIGHI, avril 2001.
- 2001–11 *Impact économique régional d'un pôle universitaire : application au cas strasbourgeois.*  
Laurent GAGNOL, Jean–Alain HÉRAUD, mai 2001.
- 2001–12 *Diversity of innovative strategy as a source of technological performance.*  
Patrick LLERENA, Vanessa OLTRA, mai 2001.
- 2001–13 *La capacité d'innovation dans les régions de l'Union Européenne.*  
Jalal EL OUARTIGHI, juin 2001.
- 2001–14 *Persuasion Games with Higher Order Uncertainty.*  
Frédéric KÖESSLER, juin 2001.
- 2001–15 *Analyse empirique des fonctions de production de Bosnie–Herzégovine sur la période 1952–1989.*  
Rabija SOMUN, juillet 2001.
- 2001–16 *The Performance of German Firms in the Business–Related Service Sectors : a Dynamic Analysis.*  
Phu NGUYEN VAN, Ulrich KAISER, François LAISNEY, juillet 2001.
- 2001–17 *Why Central Bank Independence is high and Wage indexation is low.*  
Giuseppe DIANA, septembre 2001.
- 2001–18 *Le mélange des ethnies dans les PME camerounaises : l'émergence d'un modèle d'organisation du travail.*  
Raphaël NKAKLEU, octobre 2001.

- 2001–19 *Les déterminants de la GRH des PME camerounaises.*  
Raphaël NK AKLEU, octobre 2001.
- 2001–20 *Profils d'identité des dirigeants et stratégies de financement dans les PME camerounaises.*  
Raphaël NKAKLEU, octobre 2001.
- 2001–21 *Concurrence Imparfaite, Variabilité du Taux de Marge et Fluctuations Endogènes.*  
Thomas SEEGMULLER, novembre 2001.
- 2001–22 *Determinants of Environmental and Economic Performance of Firms : An Empirical Analysis of the European Paper Industry.*  
Théophile AZOMAHOU, Phu NGUYEN VAN et Marcus WAGNER, novembre 2001.
- 2001–23 *The policy mix in a monetary union under alternative policy institutions and asymmetries.*  
Laurent GAGNOL et Moïse SIDIROPOULOS, décembre 2001.
- 2001–24 *Restrictions on the Autoregressive Parameters of Share Systems with Spatial Dependence.*  
Agénor LAHATTE, décembre 2001.
- 2002–01 *Strategic Knowledge Sharing in Bayesian Games : A General Model.*  
Frédéric KÖESSLER, janvier 2002.
- 2002–02 *Strategic Knowledge Sharing in Bayesian Games : Applications.*  
Frédéric KÖESSLER, janvier 2002.
- 2002–03 *Partial Certifiability and Information Precision in a Cournot Game.*  
Frédéric KÖESSLER, janvier 2002.
- 2002–04 *Behavioral Heterogeneity in Large Economies.*  
Gaël GIRAUD, Isabelle MARET, janvier 2002.  
(Version remaniée du Document de Travail n°2001–08, avril 2001).
- 2002–05 *Modeling Behavioral Heterogeneity in Demand Theory.*  
Isabelle MARET, janvier 2002.  
(Version remaniée du Document de Travail n°2001–04, mars 2001).
- 2002–06 *Déforestation, croissance économique et population : une étude sur données de panel.*  
Phu NGUYEN VAN, Théophile AZOMAHOU, janvier 2002.
- 2002–07 *Theories of behavior in principal–agent relationships with hidden action.*  
Claudia KESER, Marc WILLINGER, janvier 2002.
- 2002–08 *Principe de précaution et comportements préventifs des firmes face aux risques environnementaux.*  
Sandrine SPÆETER, janvier 2002.
- 2002–09 *Endogenous Population and Environmental Quality.*  
Phu NGUYEN VAN, janvier 2002.
- 2002–10 *Dualité cognitive et organisationnelle de la firme au travers du concept de communauté.*  
Frédéric CRÉPLET, Olivier DUPOUËT, Francis KERN, Francis MUNIER, février 2002.
- 2002–11 *Comment évaluer l'amélioration du bien-être individuel issue d'une modification de la qualité du service d'élimination des déchets ménagers ?*  
Valentine HEINTZ, février 2002.

- 2002–12 *The Favorite–Longshot Bias in Sequential Parimutuel Betting with Non–Expected Utility Players.*  
Frédéric KÖSSLER, Anthony ZIEGELMEYER, Marie–Hélène BROIHANNE, février 2002.
- 2002–13 *La sensibilité aux conditions initiales dans les processus individuels de primo–insertion professionnelle : critère et enjeux.*  
Guy TCHIBOZO, février 2002.
- 2002–14 *Improving the Prevention of Environmental Risks with Convertible Bonds.*  
André SCHMITT, Sandrine SPÆTER, mai 2002.
- 2002–15 *L'altruisme intergénérationnel comme fondement commun de la courbe environnementale à la Kuznets et du développement durable.*  
Alban VERCHÈRE, mai 2002.
- 2002–16 *Aléa moral et politiques d'audit optimales dans le cadre de la pollution d'origine agricole de l'eau.*  
Sandrine SPÆTER, Alban VERCHÈRE, juin 2002.
- 2002–17 *Parimutuel Betting under Asymmetric Information.*  
Frédéric KÖSSLER, Anthony ZIEGELMEYER, juin 2002.
- 2002–18 *Pollution as a source of endogenous fluctuations and periodic welfare inequality in OLG economies.*  
Thomas SEEGMULLER, Alban VERCHÈRE, juin 2002.
- 2002–19 *La demande de grosses coupures et l'économie souterraine.*  
Gilbert KÖENIG, juillet 2002.
- 2002–20 *Efficiency of Nonpoint Source Pollution Instruments with Externality Among Polluters : An Experimental Study.*  
François COCHARD, Marc WILLINGER, Anastasios XEPAPADEAS, juillet 2002.
- 2002–21 *Taille optimale dans l'industrie du séchage du bois et avantage compétitif du bois–énergie : une modélisation microéconomique.*  
Alexandre SOKIC, octobre 2002.
- 2002–22 *Modelling Behavioral Heterogeneity.*  
Gaël GIRAUD, Isabelle MARET, novembre 2002.
- 2002–23 *Le changement organisationnel en PME : quels acteurs pour quels apprentissages ?*  
Blandine LANOUX, novembre 2002.
- 2002–24 *TECHNOLOGY POLICY AND COOPERATION : An analytical framework for a paradigmatic approach.*  
Patrick LLERENA, Mireille MATT, novembre 2002.
- 2003–01 *Peut–on parler de délégation dans les PME camerounaises ?*  
Raphaël NKAKLEU, mars 2003.
- 2003–02 *L'identité organisationnelle et création du capital social : la tontine d'entreprise comme facteur déclenchant dans le contexte africain.*  
Raphaël NKAKLEU, avril 2003.
- 2003–03 *A semiparametric analysis of determinants of protected area.*  
Phu NGUYEN VAN, avril 2003.

- 2003–04 *Strategic Market Games with a Finite Horizon and Incomplete Markets.*  
Gaël GIRAUD et Sonia WEYERS, avril 2003.
- 2003–05 *Exact Homothetic or Cobb–Douglas Behavior Through Aggregation.*  
Gaël GIRAUD et John K.–H. QUAH, juin 2003.
- 2003–06 *Relativité de la satisfaction dans la vie : une étude sur données de panel.*  
Théophile AZOMAHOU, Phu NGUYEN VAN, Thi Kim Cuong PHAM, juin 2003.
- 2003–07 *A model of the anchoring effect in dichotomous choice valuation with follow–up.*  
Sandra LECHNER, Anne ROZAN, François LAISNEY, juillet 2003.
- 2003–08 *Central Bank Independence, Speed of Disinflation and the Sacrifice Ratio.*  
Giuseppe DIANA, Moïse SIDIROPOULOS, juillet 2003.
- 2003–09 *Patents versus ex–post rewards : a new look.*  
Julien PÉNIN, juillet 2003.
- 2003–10 *Endogenous Spillovers under Cournot Rivalry and Co–opetitive Behaviors.*  
Isabelle MARET, août 2003.
- 2003–11 *Les propriétés incitatives de l'effet Saint Matthieu dans la compétition académique.*  
Nicolas CARAYOL, septembre 2003.
- 2003–12 *The 'probleme of problem choice' : A model of sequential knowledge production within scientific communities.*  
Nicolas CARAYOL, Jean–Michel DALLE, septembre 2003.
- 2003–13 *Distribution Dynamics of CO<sub>2</sub> Emissions.*  
Phu NGUYEN VAN, décembre 2003.
- 2004–01 *Utilité relative, politique publique et croissance économique.*  
Thi Kim Cuong PHAM, janvier 2004.
- 2004–02 *Le management des grands projets de haute technologie vu au travers de la coordination des compétences.*  
Christophe BELLEVAL, janvier 2004.
- 2004–03 *Pour une approche dialogique du rôle de l'entrepreneur/manager dans l'évolution des PME : l'ISO comme révélateur ...*  
Frédéric CRÉPLET, Blandine LANOUX, février 2004.
- 2004–04 *Consistent Collusion–Proofness and Correlation in Exchange Economies.*  
Gaël GIRAUD, Céline ROCHON, février 2004.
- 2004–05 *Generic Efficiency and Collusion–Proofness in Exchange Economies.*  
Gaël GIRAUD, Céline ROCHON, février 2004.
- 2004–06 *Dualité cognitive et organisationnelle de la firme fondée sur les interactions entre les communautés épistémiques et les communautés de pratique..*  
Frédéric CRÉPLET, Olivier DUPOUËT, Francis KERN, Francis MUNIER, février 2004.
- 2004–07 *Les Portails d'entreprise : une réponse aux dimensions de l'entreprise « processeur de connaissances ».*  
Frédéric CRÉPLET, février 2004.

- 2004–08 *Cumulative Causation and Evolutionary Micro–Founded Technical Change : A Growth Model with Integrated Economies.*  
Patrick LLERENA, André LORENTZ, février 2004.
- 2004–09 *Les CIFRE : un outil de médiation entre les laboratoires de recherche universitaire et les entreprises.*  
Rachel LÉVY, avril 2004.
- 2004–10 *On Taxation Pass–Through for a Monopoly Firm.*  
Rabah AMIR, Isabelle MARET, Michael TROGE, mai 2004.
- 2004–11 *Wealth distribution, endogenous fiscal policy and growth : status–seeking implications.*  
Thi Kim Cuong PHAM, juin 2004.
- 2004–12 *Semiparametric Analysis of the Regional Convergence Process.*  
Théophile AZOMAHOU, Jalal EL OUARTIGHI, Phu NGUYEN VAN, Thi Kim Cuong PHAM, Juillet 2004.
- 2004–13 *Les hypothèses de rationalité de l'économie évolutionniste.*  
Morad DIANI, septembre 2004.
- 2004–14 *Insurance and Financial Hedging of Oil Pollution Risks.*  
André SCHMITT, Sandrine SPAETER, septembre 2004.
- 2004–15 *Altruisme intergénérationnel, développement durable et équité intergénérationnelle en présence d'agents hétérogènes.*  
Alban VERCHÈRE, octobre 2004.
- 2004–16 *Du paradoxe libéral–parétien à un concept de métaclassement des préférences.*  
Herrade IGERSEIM, novembre 2004.
- 2004–17 *Why do Academic Scientists Engage in Interdisciplinary Research ?*  
Nicolas CARAYOL, Thuc Uyen NGUYEN THI, décembre 2004.
- 2005–01 *Les collaborations Université Entreprises dans une perspective organisationnelle et cognitive.*  
Frédéric CRÉPLET, Francis KERN, Véronique SCHAEFFER, janvier 2005.
- 2005–02 *The Exact Insensitivity of Market Budget Shares and the 'Balancing Effect'.*  
Gaël GIRAUD, Isabelle MARET, janvier 2005.
- 2005–03 *Les modèles de type Mundell–Fleming revisités.*  
Gilbert KOENIG, janvier 2005.
- 2005–04 *L'État et la cellule familiale sont-ils substituables dans la prise en charge du chômage en Europe ? Une comparaison basée sur le panel européen.*  
Olivia ECKERT–JAFFE, Isabelle TERRAZ, mars 2005.
- 2005–05 *Environment in an Overlapping Generations Economy with Endogenous Labor Supply : a Dynamic Analysis.*  
Thomas SEEGMULLER, Alban VERCHÈRE, mars 2005.
- 2005–06 *Is Monetary Union Necessarily Counterproductive ?*  
Giuseppe DIANA, Blandine ZIMMER, mars 2005.
- 2005–07 *Factors Affecting University–Industry R&D Collaboration : The importance of screening and signalling.*  
Roberto FONTANA, Aldo GEUNA, Mireille MATT, avril 2005.

- 2005–08 *Madison–Strasbourg, une analyse comparative de l’enseignement supérieur et de la recherche en France et aux États–Unis à travers l’exemple de deux campus.*  
Laurent BUISSON, mai 2005.
- 2005–09 *Coordination des négociations salariales en UEM : un rôle majeur pour la BCE.*  
Blandine ZIMMER, mai 2005.
- 2005–10 *Open knowledge disclosure, incomplete information and collective innovations.*  
Julien PÉNIN, mai 2005.
- 2005–11 *Science–Technology–Industry Links and the ‘European Paradox’ : Some Notes on the Dynamics of Scientific and Technological Research in Europe.*  
Giovanni DOSI, Patrick LLERENA, Mauro SYLOS LABINI, juillet 2005.
- 2005–12 *Hedging Strategies and the Financing of the 1992 International Oil Pollution Compensation Fund.*  
André SCHMITT, Sandrine SPAETER, novembre 2005.
- 2005–13 *Faire émerger la coopération internationale : une approche expérimentale comparée du bilatéralisme et du multilatéralisme.*  
Stéphane BERTRAND, Kene BOUN MY, Alban VERCHÈRE, novembre 2005.
- 2005–14 *Segregation in Networks.*  
Giorgio FAGIOLO, Marco VALENTE, Nicolaas J. VRIEND, décembre 2005.
- 2006–01 *Demand and Technology Determinants of Structural Change and Tertiarisation : An Input–Output Structural Decomposition Analysis for four OECD Countries.*  
Maria SAVONA, André LORENTZ, janvier 2006.
- 2006–02 *A strategic model of complex networks formation.*  
Nicolas CARAYOL, Pascale ROUX, janvier 2006.
- 2006–03 *Coordination failures in network formation.*  
Nicolas CARAYOL, Pascale ROUX, Murat YILDIZOGLU, janvier 2006.
- 2006–04 *Real Options Theory for Lawmaking.*  
Marie OBIDZINSKI, Bruno DEFFAINS, août 2006.
- 2006–05 *Ressources, compétences et stratégie de la firme : Une discussion de l’opposition entre la vision Porterienne et la vision fondée sur les compétences.*  
Fernand AMESSE, Arman AVADIKYAN, Patrick COHENDET, janvier 2006.
- 2006–06 *Knowledge Integration and Network Formation.*  
Müge OZMAN, janvier 2006.
- 2006–07 *Networks and Innovation : A Survey of Empirical Literature.*  
Müge OZMAN, février 2006.
- 2006–08 *A.K. Sen et J.E. Roemer : une même approche de la responsabilité ?*  
Herrade IGERSCHEIM, mars 2006.
- 2006–09 *Efficiency and coordination of fiscal policy in open economies.*  
Gilbert KOENIG, Irem ZEYNELOGLU, avril 2006.
- 2006–10 *Partial Likelihood Estimation of a Cox Model With Random Effects : an EM Algorithm Based on Penalized Likelihood.*  
Guillaume HORNY, avril 2006.

- 2006–11 *Uncertainty of Law and the Legal Process.*  
Giuseppe DARI–MATTIACCI, Bruno DEFFAINS, avril 2006.
- 2006–12 *Customary versus Technological Advancement Tests.*  
Bruno DEFFAINS, Dominique DEMOUGIN, avril 2006.
- 2006–13 *Institutional Competition, Political Process and Holdup.*  
Bruno DEFFAINS, Dominique DEMOUGIN, avril 2006.
- 2006–14 *How does leadership support the activity of communities of practice ?*  
Paul MULLER, avril 2006.
- 2006–15 *Do academic laboratories correspond to scientific communities ? Evidence from a large European university.*  
Rachel LÉVY, Paul MULLER, mai 2006.
- 2006–16 *Knowledge flows and the geography of networks. A strategic model of small worlds formation.*  
Nicolas CARAYOL, Pascale ROUX, mai 2006.
- 2006–17 *A Further Look into the Demography–based GDP Forecasting Method.*  
Tapas K. MISHRA, juin 2006.
- 2006–18 *A regional typology of innovation capacities in new member states and candidate countries.*  
Emmanuel MULLER, Arlette JAPPE, Jean–Alain HÉRAUD, Andrea ZENKER, juillet 2006.
- 2006–19 *Convergence des contributions aux inégalités de richesse dans le développement des pays européens.*  
Jalal EL OUARTIGHI, Rabiji SOMUN–KAPETANOVIC, septembre 2006.
- 2006–20 *Channel Performance and Incentives for Retail Cost Misrepresentation.*  
Rabah AMIR, Thierry LEIBER, Isabelle MARET, septembre 2006.
- 2006–21 *Entrepreneurship in biotechnology : The case of four start–ups in the Upper–Rhine Biovalley.*  
Antoine BURETH, Julien PÉNIN, Sandrine WOLFF, septembre 2006.
- 2006–22 *Does Model Uncertainty Lead to Less Central Bank Transparency ?*  
Li QIN, Eleftherios SPYROMITROS, Moïse SIDIROPOULOS, octobre 2006.
- 2006–23 *Enveloppe Soleau et droit de possession antérieure : Définition et analyse économique.*  
Julien PÉNIN, octobre 2006.
- 2006–24 *Le territoire français en tant que Système Régional d'Innovation.*  
Rachel LEVY, Raymond WOESSNER, octobre 2006.
- 2006–25 *Fiscal Policy in a Monetary Union Under Alternative Labour–Market Structures.*  
Moïse SIDIROPOULOS, Eleftherios SPYROMITROS, octobre 2006.
- 2006–26 *Robust Control and Monetary Policy Delegation.*  
Giuseppe DIANA, Moïse SIDIROPOULOS, octobre 2006.
- 2006–27 *A study of science–industry collaborative patterns in a large european university.*  
Rachel LEVY, Pascale ROUX, Sandrine WOLFF, octobre 2006.
- 2006–28 *Option chain and change management : a structural equation application.*  
Thierry BURGER–HELMCHEN, octobre 2006.

- 2006–29 *Prevention and Compensation of Muddy Flows : Some Economic Insights.*  
Sandrine SPAETER, François COCHARD, Anne ROZAN, octobre 2006.
- 2006–30 *Misreporting, Retroactive Audit and Redistribution.*  
Sandrine SPAETER, Marc WILLINGER, octobre 2006.
- 2006–31 *Justifying the Origin of Real Options and their Difficult Evaluation in Strategic Management.*  
Thierry BURGER–HELMCHEN, octobre 2006.
- 2006–32 *Job mobility in Portugal : a Bayesian study with matched worker–firm data.*  
Guillaume HORNY, Rute MENDES, Gerard J. VAN DEN BERG, novembre 2006.
- 2006–33 *Knowledge sourcing and firm performance in an industrializing economy : the case of Taiwan in the 1990s.*  
Chia–Lin CHANG, Stéphane ROBIN, novembre 2006.
- 2006–34 *Using the Asymptotically Ideal Model to estimate the impact of knowledge on labour productivity : An application to Taiwan in the 1990s.*  
Chia–Lin CHANG, Stéphane ROBIN, novembre 2006.
- 2006–35 *La politique budgétaire dans la nouvelle macroéconomie internationale.*  
Gilbert KOENIG, Irem ZEYNELOGLU, décembre 2006.
- 2006–36 *Age Dynamics and Economic Growth : Revisiting the Nexus in a Nonparametric Setting.*  
Théophile AZOMAHOU, Tapas MISHRA, décembre 2006.
- 2007–01 *Transparence et efficacité de la politique monétaire.*  
Romain BAERISWYL, Camille CORNAND, janvier 2007.
- 2007–02 *Crowding–out in Productive and Redistributive Rent–Seeking.*  
Giuseppe DARI–MATTIACCI, Éric LANGLAIS, Bruno LOVAT, Francesco PARISI, janvier 2007.
- 2007–03 *Co–résidence chez les parents et indemnisation des jeunes chômeurs en Europe.*  
Olivia ÉKERT–JAFFÉ, Isabelle TERRAZ, janvier 2007.

La présente liste ne comprend que les Documents de Travail publiés à partir du 1<sup>er</sup> janvier 2000. La liste complète peut être donnée sur demande.

*This list contains the Working Paper written after January 2000, 1st. The complet list is available upon request.*