



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

Documents de travail

« 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 »

Auteurs

Olivia ECKERT-JAFFE, Isabelle TERRAZ

Document de travail n° 2005-04

Mars 2005

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 71
demange@cournot.u-strasbg.fr
<http://cournot.u-strasbg.fr/beta>



CENTRE NATIONAL
DE LA RECHERCHE
SCIENTIFIQUE



UNIVERSITÉ LOUIS PASTEUR
STRASBOURG

**L'ETAT ET LA CELLULE FAMILIALE SONT-ILS SUBSTITUABLES DANS LA PRISE
EN CHARGE DU CHOMAGE EN EUROPE ?
UNE COMPARAISON BASEE SUR LE PANEL EUROPEEN**

Olivia EKERT-JAFFE* Isabelle TERRAZ**

Cette contribution se propose de tester la substituabilité entre Etat et famille dans la prise en charge du chômage dans dix pays européens. Après avoir estimé ce que pourrait être le gain estimé des chômeurs, nous utilisons cette base de comparaison pour analyser le pourcentage du salaire espéré pris en charge par l'Etat et la famille. Nous montrons que, malgré la conjonction des prises en charge familiale et étatique, les niveaux de vie des chômeurs restent très contrastés en Europe et cette disparité de niveaux de vie recoupe principalement les différences de générosité du système d'indemnisation chômage. Nous soulignons également que l'importance des niveaux de prise en charge dépend crucialement de la structure démographique du chômage (chômage de la personne seule ou chômage des jeunes qui vivent toujours au domicile familial). Enfin, nous testons la substituabilité entre les indicateurs de prise en charge étatique et familiale pour mettre en évidence une substituabilité dans les pays « continentaux ». Cette substituabilité est surtout apparente pour les chômeurs qui résident toujours au sein de la structure familiale

Mots clés : Niveaux de vie, Chômage, Solidarités publiques et privées.

JEL : D31, J0, J30

*Olivia EKERT-JAFFE
INED 133 Boulevard Davout 75020 PARIS

**Isabelle TERRAZ
CEREGMIA et BETA
terraz@cournot.u-strasbg.fr

En dépit de l'affichage d'objectifs communs dans le cadre de la stratégie européenne pour l'emploi, les contextes nationaux des pays de l'Union restent fortement hétérogènes tant en termes de politiques de l'emploi que du fonctionnement du marché du travail. La prise en charge du chômage par l'Etat, notamment, présente de grandes disparités dans la mesure où les systèmes de protection sociale se sont développés selon des logiques très différentes.

Selon la typologie désormais classique d'Esping-Andersen (1990, 2002), trois types de modèles de protection sociale peuvent être distingués en Europe. Un modèle « nordique » caractérisé par l'universalisme 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 nous fournit pas une vision complète de l'UE. Au sein du modèle continental, les différences sont importantes, tant en ce qui concerne la couverture des chômeurs que leur niveau d'indemnisation. Dans les pays du sud de l'Europe, l'Etat intervient peu ce qui a amené un certain nombre d'auteurs (Ferrera 1996, Rhodes 1996 ou Gough 1996) à distinguer un quatrième modèle de protection sociale, « le modèle méditerranéen ».

En effet, les différences observées dans la générosité des systèmes d'indemnisation n'impliquent pas nécessairement de grandes disparités dans le niveau de vie des chômeurs (Ekert O., Terraz I. 2000). Dans le sud de l'UE, la faible intervention de l'Etat dans l'indemnisation des chômeurs est souvent justifiée par le filet de protection social informel fourni par la famille sous-entendant que les solidarités familiales compensent l'indigence de l'Etat en assurant un revenu aux personnes sans emploi. Cette idée est-elle vérifiée ? Est-ce que la famille se substitue à l'Etat dans la prise en charge des chômeurs et, à l'inverse, la famille est-elle moins présente lorsque la prise en charge étatique du chômage est conséquente ? Nous souhaitons dans cet article tester la substituabilité entre les deux et voir comment ces éléments se combinent pour expliquer les disparités de niveau de vie des chômeurs européens.

Pour cela, notre démarche se déroulera en quatre temps. Pour pouvoir développer des indicateurs de prise en charge étatique et familiale, nous commencerons, dans une première section, par réfléchir aux gains potentiels des chômeurs. Cette base de comparaison étant obtenue, les deux sections suivantes seront consacrées au développement d'indicateurs de prise en charge par l'Etat et par la famille et à leur analyse. Enfin, une dernière section nous permettra de conclure sur la substituabilité entre les deux indicateurs et de comparer les niveaux de vie des chômeurs européens.

L'étude s'appuiera sur le Panel Communautaire des Ménages pour lequel nous disposons de données de 1994 à 2001. L'enquête, basée sur un questionnaire standardisé, couvre un large éventail de sujets et nous permet d'obtenir des données suivies tant démographiques qu'économiques sur la situation des individus et des ménages européens. La première vague a été menée en 1994 sur les douze pays membres d'alors. L'Autriche et la Finlande ne participant pas à toutes les vagues, nous ne les considérons pas dans notre étude. Pays-bas et Luxembourg ne sont pas non plus retenus, l'un parce que des variables cruciales pour notre étude ne sont pas renseignées, l'autre du fait de la faiblesse de l'échantillon et notamment du faible nombre de chômeurs dans ce pays. La Suède, pour sa part, ne participe pas au Panel. Au final, notre étude portera sur dix pays européens.

I. Les gains potentiels des chômeurs

Pourquoi estimer un salaire potentiel du chômeur ?

Dans la mesure où nous souhaitons appréhender le vécu des personnes sans emplois, nous ne retenons pas la définition habituelle du chômage au sens du BIT mais le fait qu'une personne déclare avoir été au chômage. Nous considérons alors comme « chômeuse » une personne déclarant avoir connu le chômage au moins un mois pendant la durée du panel.

Pour apprécier la contribution de l'Etat ou de la famille au niveau de vie du chômeur, il faut la rapporter à une base dont la valeur représenterait une prise en charge totale. Le premier critère qui vient quelquefois dans la littérature est le dernier salaire perçu. S'il constitue souvent la référence qui sert à fixer le montant des indemnités de chômage, il présente néanmoins plusieurs défauts. Il n'est pas connu pour les jeunes à la recherche de leur premier emploi et ne représente pas toujours ce qu'obtiendrait le chômeur s'il retrouvait un emploi. Le chômage peut affecter le potentiel salarial de l'individu, soit du fait d'une perte de compétences associée à cette période, soit que la période de chômage constitue un signal négatif pour le futur employeur.

Pour ces raisons, le salaire qu'obtiendrait le chômeur s'il travaillait doit être estimé en tenant compte du salaire passé, d'un éventuel salaire futur, et de tous les salaires perçus par les personnes présentant les mêmes caractéristiques que la personne sans-emploi. Le salaire du chômeur sera alors apprécié par rapport au salaire d'un individu comparable (même niveau d'éducation, même âge, etc.) ce qui permettra d'apprécier l'existence ou non d'un handicap lié au chômage.

Nous estimons donc des équations de salaires par sexe et par pays, estimations, qui par rapport aux éléments classiques, (niveau d'instruction, expérience, temps de travail et secteur d'activité (Mincer 1962)), comportent deux apports : la prise en compte du *chômage* et de *l'hétérogénéité non observée*.

- *Le chômage* : nous analysons finement l'impact du chômage sur le salaire potentiel en distinguant trois composantes. Une période de chômage constitue d'abord un trou dans la carrière, une durée de « non expérience » par rapport aux personnes en emploi. Nous diagnostiquons également un stigma supplémentaire¹ dû au passage par le chômage en calculant l'impact sur le salaire potentiel de la durée de chômage passé. Enfin, pour une même durée totale, le chômage récurrent est pris en compte afin de distinguer l'influence de périodes répétées de chômage d'une longue période de non emploi.

- *L'hétérogénéité non observée* : si les salaires observés des chômeurs sont bas, ce peut aussi être dû à des caractéristiques inobservées propres aux chômeurs. Les chômeurs sont peut-être moins efficaces, peuvent être confrontés à des conditions de recherche d'emploi plus difficiles, ne pas trouver d'emploi correspondant à leurs qualifications ou avoir une forte préférence pour le loisir. La difficulté vient de ce que ces caractéristiques inobservables des individus expliquent à la fois la situation d'activité et le revenu obtenu pour cette activité. Dans la lignée des travaux les plus récents (Mougin et Ekert, 2001, Breuil-Genier et al. 2001), nous distinguerons l'influence de ces caractéristiques personnelles liées à l'expérience ou au chômage pour estimer l'effet pur de l'expérience ou du non emploi sur le salaire.

¹ Cet impact est calculé à expérience égale. Un signe positif traduit un bonus du chômage par rapport à l'inactivité.

La correction des biais d'attrition

Une simple régression des salaires des individus actifs sur les variables explicatives produirait des coefficients biaisés et ne saurait estimer les salaires offerts sur le marché. En effet, par construction, on observe le salaire des personnes en emploi qui ont répondu au questionnaire. L'échantillon est ainsi sélectionné par l'activité, l'emploi, et par la présence persistante dans le panel de l'année considérée. Or, ces critères sont le fruit d'une décision des individus, décision de travailler ou bien de rester dans le pays, de ne pas déménager sans laisser de trace et de répondre au questionnaire. Ces décisions sont elles-mêmes dépendantes du niveau d'éducation, de la configuration familiale et, pour la participation au marché du travail, des salaires espérés sur le marché. A priori, l'estimation simple d'une équation de salaire surestimerait le salaire potentiel des chômeurs. Pour tenir compte de ce biais, et attribuer aux personnes le salaire offert sur le marché, nous estimerons simultanément la participation au marché du travail (d_{it}) et les salaires offerts sur le marché (w_{it}) en utilisant la méthode de Wooldrige (1995), Dustmann et Rochina-Barrachina (2000), Mougine et Ekert (2001). La méthode corrige aussi des biais dus à l'hétérogénéité non observée et à l'attrition.

Les équations du modèle sont :

- $W_{it} = d_{it} \cdot W_{it}^* = X_{it} \cdot b + m_i + h_{it}$, $i = 1, \dots, n$, $t = 1, \dots, T$
- $d_{it}^* = Z_{it} \cdot q + a_i + n_{it}$
- $d_{it} = 1$ si et seulement si $d_{it}^* \geq 0$ et $E((m_i + h_{it}) / X_i, Z_i, \alpha_i + \eta_{it}) = \tau_i(\alpha_i + \eta_{it}) + X_i \psi$

où d_{it}^* et W_{it}^* sont des variables latentes. L'individu i est présent dans le panel et actif si d_{it} est positive ; on observe alors son salaire w_{it} . Les X_{it} sont les variables explicatives du salaire (voir supra) et pour tenir compte de l'hétérogénéité il suffit d'ajouter à chacune de ces variables sa moyenne sur le temps de présence dans le panel. Les variables Z_{it} doivent être strictement exogènes.

Wooldridge a montré que ce système peut se résoudre en deux étapes. Dans un premier temps, l'équation de participation est estimée chaque année à l'aide d'une procédure probit. On en déduit les matrices de variance covariances et les ratios de Mills (probabilité pour une personne de participer au marché du travail et d'être toujours dans le panel l'année t conditionnellement au fait qu'elle a été observée parmi les personnes qui travaillent cette année-là). Dans un deuxième temps, un modèle linéaire (OLS) sert à estimer l'équation de salaire. On ajoute aux variables explicatives la série des ratios de Mills et on tient compte de la matrice de variance covariance des variables explicatives de l'équation de salaire.

L'équation de participation à l'échantillon des personnes en emploi est fortement influencée par le niveau d'étude, l'âge, le secteur, la situation familiale (conjoint, salaire du conjoint, nombre d'enfant ou enfant d'une famille, et, pour les femmes, l'âge des enfants). Notamment, l'impact de la configuration familiale est particulièrement élevé dans le Sud de l'Europe (*Annexes 1.1 et 1.2*). Les résultats (*Tableaux 1.1 et 1.2*) montrent que les biais d'attritions sont très importants et qu'il est fondamental de les avoir corrigés.

Les déterminants du salaire

L'estimation des déterminants des salaires² permet de diagnostiquer l'influence des variables successives "toutes choses égales par ailleurs". Le secteur d'activité et le niveau d'éducation interviennent comme des variables de contrôle et sont importants encore plus pour les femmes que

² Les résultats présentent de fortes disparités entre pays qui diffèrent par la taille de l'échantillon, par le niveau de l'attrition et par la robustesse des estimations. Les chiffres de la Belgique, de l'Irlande et du Danemark devront être considérés avec prudence (moins de 7800 observations sur 6 vagues mais tout de même 21% de la variance expliquée par le modèle en donnée individuelles et 41% en Irlande). En Allemagne, au Royaume-Uni et en France les échantillons sont deux fois plus importants.

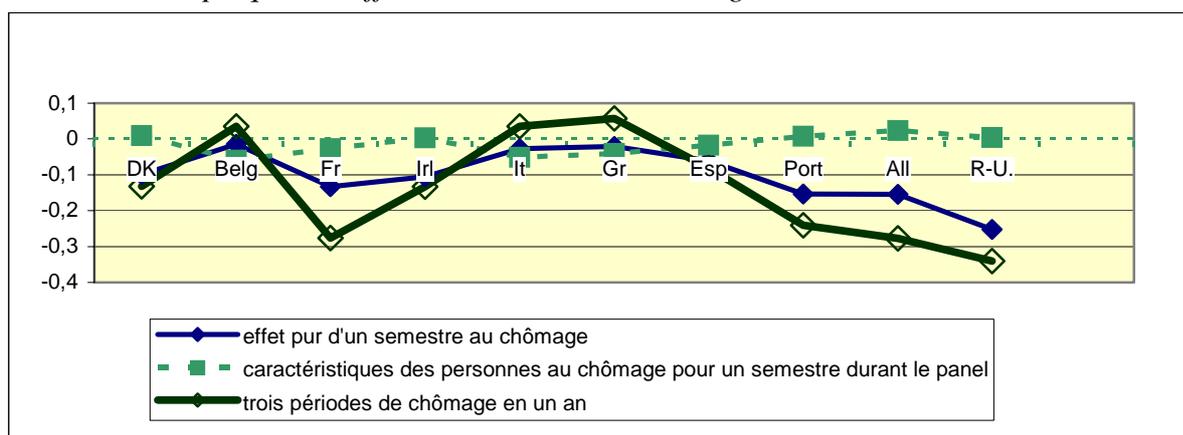
pour les hommes³. Par rapport au secteur privé tertiaire, le secteur public et l'industrie leur offrent en moyenne des salaires 20% plus élevés -sauf au Danemark et en Belgique- alors que, pour les hommes, le bonus à travailler hors du tertiaire se limite aux pays de l'Europe du sud pour le secteur public et à l'Espagne pour l'industrie (+9%). Les revenus sont plus faibles dans l'agriculture, surtout au Portugal.⁴

Pour les deux sexes, le niveau d'instruction a une influence générale à peu près constante en Europe. Par rapport au bac, avoir un niveau d'étude inférieur déprime le salaire des hommes de 15% environ alors que des études supérieures l'augmentent de 30%. Dans deux pays, le diplôme joue un rôle beaucoup plus grand. En France des études supérieures « rapportent » près de 50% et au Portugal les écarts entre plus et moins diplômés sont deux fois plus grands (+60% contre -40%). Ceci peut être mis en relation avec le faible revenu relatif des agriculteurs et d'autres catégories peu instruites. A l'opposé, le rendement des études supérieures est le plus faible au Royaume Uni (15%), soit la moitié de la moyenne des pays du panel. Du côté des moins diplômés, parmi les personnes qui n'ont pas atteint le niveau du bac, les Danois, les Espagnols et les Anglais sont les moins pénalisés (-11%). Pour les femmes, à l'exception du Royaume-Uni, le bonus associé aux diplômes supérieurs est un peu moins grand (+23% contre +30%), et le handicap des moins diplômés un peu plus élevé⁵. Cette faiblesse relative des femmes aux deux extrémités de l'échelle des salaires est particulièrement importante en France et au Portugal, là où les disparités sont les plus fortes ; elle est la plus faible au Royaume-Uni. Les autres éléments du salaire, expérience et chômage, présentent de fortes variations selon la place des femmes et des hommes sur le marché du travail.

L'impact du chômage sur le salaire des hommes

Le modèle distingue trois effets possibles du chômage sur les salaires potentiels des personnes sans emploi: la non-expérience, la durée du chômage et le chômage récurrent. A cet effet direct, s'ajoute la part d'hétérogénéité non observée pour former l'effet apparent du chômage. Le graphique ci-dessous se propose de faire la synthèse de ces différents éléments en simulant l'impact d'une période unique de six mois de chômage et de trois périodes de deux mois de chômage la même année.

Graphique 1. Effet d'un semestre de chômage sur les salaires des hommes



³ Les chômeurs n'ayant jamais travaillés seront considérés comme appartenant au secteur privé par défaut car celui-ci représente 80 % du salariat et les salariés du secteur public ne sont quasiment pas chômeurs.

⁴ Dans ce pays ce phénomène, qui concerne une population agricole relativement importante, fait que les revenus sont assez hétérogènes.

⁵ Ceci s'explique soit parce que le niveau général des diplômes féminins est plus bas, soit qu'effectivement les bas salaires sont relativement plus bas chez les femmes, et les salaires élevés moins hauts.

Au Royaume Uni, en Allemagne et au Portugal, la simulation d'une période de six mois de chômage déprime de 15 à 25% le salaire espéré de l'année suivante. Les chômeurs français sont presque autant pénalisés, le salaire étant diminué de 12%. Les chômeurs britanniques et, dans une moindre mesure, les chômeurs portugais⁶ cumuleraient toutes les formes de handicap : le chômage joue d'abord par sa durée, le handicap étant d'autant plus fort qu'il s'agit de chômage récurrent. A cela, s'ajoute une influence modeste de la non expérience (-4%). En Allemagne au contraire, l'impact du chômage passe d'abord par l'expérience (9% pour six mois), auquel s'ajoute une baisse de salaire de 7% par période de chômage. En France, chaque période de chômage coûte 7% du salaire également, auquel s'ajoute un stigma plus modeste lié à sa durée. La France comme l'Allemagne se distinguent en outre par l'importance considérable des caractéristiques personnelles des chômeurs dans l'influence de cette période de chômage.

Un deuxième groupe comprend l'Irlande et le Danemark où l'impact du chômage est un peu inférieur à 10%, mais où seule sa composante de non-expérience est significative au seuil de 5%. S'ajoute à cela, pour le Danemark, un handicap spécifique au chômage lié à sa durée (au seuil de 10%). Enfin dans ces deux pays, à diplôme et secteur d'activité égaux, les caractéristiques personnelles des chômeurs ne jouent pas.

En règle générale, le chômage *per se* pendant les années d'observation du panel a un effet très modeste sur les salaires dans les pays de l'Europe du Sud. Dans ces pays, où les taux de chômage sont les plus forts, seul compte le chômage avant la première vague du panel. La Belgique peut aussi se rattacher à ce groupe. Le Portugal, par son taux d'emploi important et par le signal négatif lié au chômage récurrent, y constitue une exception et se rapproche des pays de l'Europe continentale

En outre, il existe bien *un stigma important lié au chômage, qui est dû aux caractéristiques personnelles des chômeurs*. Avoir été au chômage en moyenne six mois par an – ce qui est considérable – reflète un salaire estimé diminué de 25 à 30% en Italie et en Belgique, de 19% en Grèce, 16% en France, et de 12% en Espagne et en Allemagne⁷. Cette hétérogénéité est donc présente dans l'Europe du Sud, en France et en Belgique. Elle est absente en Europe du Nord - Danemark, Royaume-Uni, Irlande- et au Portugal, là où les taux de chômage sont les plus faibles. Lorsque les salaires des chômeurs sont différents de ceux des personnes qui n'ont pas connu le chômage –en France en particulier-, c'est dû à un effet de structure. Les chômeurs sont en général moins éduqués, ils proviennent souvent de secteurs moins privilégiés, ont une configuration familiale qui fait que leur probabilité d'attrition est forte. En outre, une certaine proportion d'entre eux sont chômeurs de longue durée ou bien chômeurs récurrents.

La différence féminine

De manière générale, le salaire des femmes est beaucoup moins affecté par le chômage que celui des hommes. Se retrouver au chômage pendant six mois sur la durée du panel agit différemment selon le pays. Au Royaume-Uni, en Belgique et en Irlande la portée de cette période chômage dépasse 10%. Le chômage joue par sa durée au Royaume Uni et en Belgique, stigma particulier aux chômeuses puisque, pour l'ensemble des femmes, la perte d'expérience compte peu dans ces pays. En Irlande, chaque période de chômage déprime le salaire de 5%, et de 4% en perte d'expérience.

⁶ L'impact de la durée du chômage est significatif au seuil de 10% seulement. Par ailleurs, la durée du chômage est celle de l'année passée, ce modèle offre les meilleurs résultats (adéquation) pour l'ensemble des pays, sauf pour le Royaume-Uni où on aurait préféré le chômage passé cumulé sur toute la durée du panel. Dans ce dernier modèle, le pays est classé parmi les pays les moins sensibles à la durée du chômage.

⁷ les graphiques montrent des niveaux beaucoup plus modestes, associés à une unique période de chômage de six mois pendant les sept ans d'observation du panel.

En France, en Allemagne et en Espagne, l'impact est compris entre 5 et 10 % et concerne principalement la non expérience. Dans le reste de l'Europe du Sud, il est encore inférieur à ce chiffre, et n'est pas significativement positif au Danemark. En revanche, les caractéristiques inobservables propres aux chômeuses qui ont connu une période unique de chômage pendant toute la durée du panel sont associées à une diminution de salaire de près de 5% en France et en Italie, et de quelques points dans l'ensemble des pays où le chômage *per se* ne joue pas.

Graphique 2. Effet d'un semestre de chômage sur les salaires des femmes

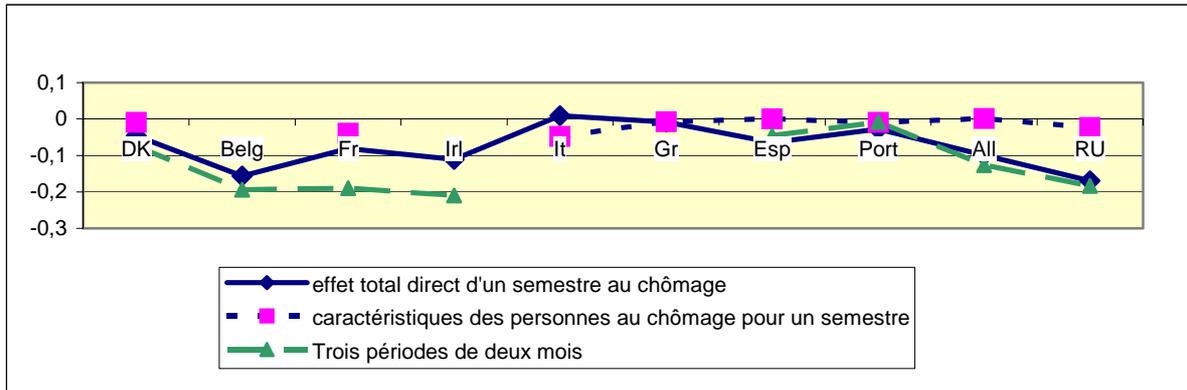


Tableau 1.1. Déterminants des salaires des hommes - effet sur son augmentation relative-

Variables explicatives du logarithme du salaire	A. Europe du Nord et Continentale					B. Pays Méditerranéens et Irlande				
	Belgique	Danemark	France	Allemagne	Royaume-Uni	Grèce	Irlande	Italie	Portugal	Espagne
Constante	10,4914***	9,07096***	8,92443***	7,811***	6,60008***	12,087***	6,45181***	7,40048***	11,5838***	11,7013***
Niveau d'études inférieur au Bac	-0,147***	-0,11101***	-0,11691***	-0,235***	-0,11546***	-0,1827***	-0,12958***	-0,16705***	-0,3786***	-0,1183***
Etudes supérieures	0,2416***	0,20391***	0,49605***	0,324***	0,14966***	0,277***	0,32047***	0,30799***	0,6333***	0,3216***
Expérience	0,0129	0,02481***	0,01013***	0,0947***	0,04096***	0,0055	0,04885***	0,00925**	0,0397***	0,0201***
Expérience au carré	-0,0003***	-0,00021***	-0,00008**	-0,0004***	-0,00025***	-0,0001	-0,00033***	-0,00003	-0,0002**	-0,0002***
Temps partiel	-0,0835	-0,21068**	-0,23502***	-0,08296	-0,12143**	-0,0588	-0,19958***	-0,15501**	-0,1154	-0,1361**
Secteur Public	-0,0456**	-0,09989***	0,08023***	0,064***	-0,02102	0,1242***	0,01906	0,10447***	0,1263***	0,1167***
Agriculture	-0,3828***	-0,26844***	-0,24922***	-0,314***	-0,36608***	-0,3351***	-0,30699***	-0,2854***	-0,7997***	-0,2372***
Industrie	-0,0063	-0,04486***	0,03501***	0,02808**	0,0416***	0,0094	0,07468***	0,046***	-0,0195	0,0915***
Durée du chômage passé, dans le panel	-0,0266	-0,0586	-0,05097**	0,00098	-0,16746***	-0,0543*	-0,04302	-0,04886*	-0,0707*	-0,0313*
A été chômeur avant 1994	-0,1285***	-0,03835*	-0,06731***	-0,09414***	-0,08099***	-0,1842***	-0,07891**	-0,12861***	-0,0664**	-0,1247***
	1996	0,0397	0,06159**	0,02042	-0,10325***	0,02395	0,107***	0,04117	-0,04169*	0,0348
	1997	0,1401***	0,09263***	0,06582***	-0,17359***	0,05622*	0,1912***	0,09236**	0,03867	0,0218
	1998	0,1763***	0,13567***	0,06844***	-0,2925***	0,00943	0,2193***	0,13056***	0,07796**	0,0282
	1999	0,1709***	0,13722***	0,10939***	-0,3611***	0,05139	0,2582***	0,18566***	0,10301***	-0,0164
	2000	0,2558***	0,1594***	0,13462***	-0,41612***	0,07624	0,3427***	0,23213***	0,1446***	0,055
Ratio de Mills étendu 1995	0,0519	-0,01845	0,15716**	0,01579	0,19819**	0,3477***	0,34856***	0,22515***	-0,0323	0,2547***
Ratio de Mills étendu 1996	0,0843	0,0939	0,17358**	-0,17256**	-0,02545	0,4203***	0,33512***	0,12865	0,0357	0,255***
Ratio de Mills étendu 1997	0,1552	-0,05442	0,27546***	-0,16598**	0,08267	0,399***	0,3321***	0,12723	0,0022	0,2226***
Ratio de Mills étendu 1998	0,0822	0,23477	0,22029***	-0,35905***	0,14313	0,2585***	0,34427***	0,0786	0,0392	0,1587**
Ratio de Mills étendu 1999	-0,0838	0,0935	0,06453	-0,43602***	0,20779	0,2401***	0,46468***	0,12023	-0,0459	-0,0259
Ratio de Mills étendu 2000	0,0014	0,0197	0,10608*	-0,36876***	0,09424	0,3071***	0,41802**	0,15103	0,2082	-0,0709
Expérience moyenne dans le panel	0,0031	-0,01137*	-0,00592**	-0,0806***	-0,02452**	0,0051	-0,03114***	-0,00063	-0,0242***	-0,0109**
Expérience moyenne au carré	0,0001*	0,0001	0,00008**	0,00034***	0,00009*	0	0,00021***	-0,00003	0	0,0001**
Temps partiel moyen	-0,4179**	-0,38256***	-0,76067***	-0,85887***	-0,634***	-0,9694***	-0,60923***	-1,14077***	-0,9341	-0,821***
Nombre d'enfants moyen	0,0359***	0,02485***	0,04765***	0,06411***	0,0395***	0,034***	0,0639***	0,02906***	0,0036***	0,0259***
Durée de chômage moyenne	-0,2845**	0,01104	-0,15551***	-0,12262**	-0,05306	-0,1874***	-0,07877	-0,25621***	-0,0372	-0,1181***
Nombre de périodes de chômage	0,0248	-0,01644*	-0,07182***	-0,06128***	-0,04421***	0,0389***	-0,01381	0,031**	-0,0434***	-0,0101
R2	21	21	36	27	32	36	41	21	45	36
Nombre d'observations	6816	7752	15106	16797	13835	7718	6396	13936	11767	10383

Tableau 1.2. Déterminants des salaires des femmes – effet sur son augmentation relative -

Variables explicatives du logarithme du salaire	A. Europe du Nord et Continentale					B. Pays Méditerranéens et Irlande				
	Belgique	Danemark	France	Allemagne	Royaume-Uni	Grèce	Irlande	Italie	Portugal	Espagne
Constante	10,5751***	8,91444***	8,7888***	7,46603***	6,54727***	11,8989***	6,39531***	7,25959***	11,4666***	11,4637***
Niveau d'études inférieur au Bac	-0,0678**	-0,0738***	-0,14709***	-0,1052***	-0,19451***	-0,2579***	-0,17452***	-0,18157***	-0,4965***	-0,202***
Etudes supérieures	0,1898***	0,12183***	0,34066***	0,21883***	0,14924***	0,1921***	0,29101***	0,12025***	0,4987***	0,2708***
Expérience	0,0076	0,00321	0,00668**	0,04796**	0,0221**	0,0339***	0,04066**	0,00768	0,0366***	0,0294***
Expérience au carré	0	-0,0001**	-0,00004	-0,00023***	-0,00008**	-0,0002**	-0,00028***	0,00006	-0,0001	-0,0002**
Temps partiel	-0,1746***	-0,15221***	-0,17408***	-0,18047***	-0,34552***	-0,1666***	-0,30719***	-0,14504***	-0,2289***	-0,123***
Secteur Public	0,0779	-0,01808	0,19311***	0,16881**	0,10614***	0,116***	0,15763***	0,18504***	0,2486***	0,1808***
Agriculture	-0,6122***	-0,44236**	-0,1969***	-0,22414***	-0,22279	-0,6701***	-0,27444**	-0,50038***	-0,8801***	-0,3916***
Industrie	0,0504	0,02143	0,17695***	0,16238	0,14223***	0,1055***	0,15938***	0,15881***	0,0881***	0,1536***
Durée du chômage passé, dans le panel	-0,1306***	-0,0286	-0,01999	-0,039	-0,14098***	-0,0182	-0,02183	-0,02837	-0,0015	-0,0443**
A été chômeur avant 1994	-0,1187	-0,01574	-0,09076***	-0,03579	-0,13394***	-0,088***	-0,0121	-0,11549***	-0,0428	-0,0709***
1996	0,0219***	0,06794**	0,01611	0,02231	0,03398	0,0927**	-0,01534	-0,0033	-0,0063	0,0172
1997	0,0378***	0,11555***	0,0555**	-0,01931	0,0491	0,1842***	0,0659*	0,01681	0,0135	0,0653*
1998	0,0109***	0,18615***	0,06701**	-0,09059	-0,06127	0,1629***	0,03343	0,05713	-0,041	0,0276
1999	0,0858***	0,25622***	0,11456***	-0,07786	0,0381	0,1639**	0,13103**	0,07149	-0,0778	0,1337**
2000	0,0798***	0,30103***	0,12158***	-0,04342	0,16343***	0,1659**	0,26766***	0,06632	-0,0824	0,1221**
Ratio de Mills étendu 1995	0,1638**	0,13022	0,17604***	0,24284**	0,20009***	0,2399**	0,20026**	0,18137***	0,2435**	0,2181***
Ratio de Mills étendu 1996	0,1814*	0,1529**	0,19891***	0,31366***	0,3019***	0,2806***	0,22142***	0,13946**	0,2959***	0,2737***
Ratio de Mills étendu 1997	0,1948**	0,03106	0,22239***	0,2818***	0,32836***	0,3079***	0,28063***	0,09834**	0,2919**	0,253***
Ratio de Mills étendu 1998	0,1011	0,14158	0,20747***	0,14104**	0,17258**	0,1877***	0,18031*	0,13304**	0,2379**	0,1678***
Ratio de Mills étendu 1999	0,215***	0,17969*	0,26436***	0,21402***	0,33474***	0,2536***	0,22281***	0,17377***	0,3282***	0,2423***
Ratio de Mills étendu 2000	0,1574*	0,16454	0,18455**	0,37509**	0,40553***	0,2398***	0,27638***	0,1224**	0,1945**	0,2666***
Expérience moyenne dans le panel	0	0,00605	-0,00349	-0,03486**	-0,0118	-0,0183**	-0,0322***	0,00073	-0,0193**	-0,0149**
Expérience moyenne au carré	-0,0001	0,00003	0,00001	0,0001	-0,00005	0	0,00023***	-0,00013**	-0,0001	0,0001
Temps partiel moyen	-0,3585***	-0,36008***	-0,53398***	-0,62918***	-1,05955***	-0,7471***	-0,38686***	-0,46266***	-0,6932***	-0,5811***
Nombre d'enfants moyen	-0,0036	0,02732	-0,01979**	-0,06249***	-0,14047***	0,0423***	-0,01131	-0,0122	-0,0594***	0,0092
Durée de chômage moyenne	0,0157	-0,03008	-0,20658***	-0,09993	-0,15362	-0,0942**	0,00421	-0,23912***	-0,1035*	-0,0441
Nombre de périodes de chômage	-0,0186	-0,01432	-0,05429***	-0,01323	-0,00684	0,0435***	-0,04916**	0,04524***	0,0099	0,0093
R2	19	18	33	20	22	42	20	39	36	46
Nombre d'observations	5768	5457	12133	13162	10963	5083	10836	5713	6936	9013

Avoir connu le chômage peut déprimer le salaire potentiel des chômeurs jusqu'à 25%, à des degrés divers selon le genre. Les dix pays européens peuvent se diviser en quatre groupes selon la situation des uns et des autres face à six mois de chômage. Dans six pays, hommes et femmes sont égaux dans le handicap ou le non handicap produits par le chômage : en France, en Irlande et au Royaume Uni ce handicap est important pour tous, la baisse est égale ou supérieure à 10%. Au contraire en Italie, en Grèce et en Espagne cette baisse est faible, inférieure à 5% voire nulle mais dans ce cas, les caractéristiques des chômeurs expliquent leurs bas salaires. Au Danemark, en Allemagne, au Portugal l'effet est plus fort pour les hommes et il est nul pour les femmes au Danemark. La Belgique est le seul pays où le salaire potentiel des femmes subit une baisse de 15% suite au chômage alors que celui des hommes n'est pas touché.

Le salaire estimé du chômeur est alors la somme de tous ces effets individuels. Pour les femmes comme pour les hommes, l'impact du chômage et les effets de structures (bas niveau d'instruction, secteur tertiaire, hétérogénéité) sont déterminants. Dans les pays méditerranéens, par exemple, le chômage n'est pas pénalisant mais les effets de structure expliquent les faibles potentialités des chômeurs. A l'inverse, des durées de chômage deux fois plus courtes que la moyenne et moins de chômage récurrent expliquent la relativement bonne performance des chômeurs anglais. Les perspectives salariales des chômeurs européens diffèrent fortement, comment vivent-ils pendant cette période de chômage ? Quelle est leur prise en charge ? Tel est le problème que nous étudions par la suite.

II. Comment l'Etat subvient-il aux besoins des chômeurs ?

Un indicateur de prise en charge étatique

Le chômage n'est pas neutre, il affecte soit les plus vulnérables, soit marque durablement les personnes en affectant leur potentiel salarial. Pour évaluer la prise en charge des chômeurs par l'Etat, il est alors erroné de comparer l'indemnisation versée par l'Etat au salaire antérieur car celui-ci n'est plus représentatif de leur potentiel sur le marché. Dès lors, la prise en charge sera considérée comme le rapport de l'indemnisation du chômeur à son gain espéré sur le marché. Celui-ci, obtenu par les estimations précédentes, intègre explicitement tant les caractéristiques personnelles de l'individu que l'influence du chômage.

Pour chaque personne du panel ayant connu le chômage, nous calculons un indice de prise en charge individuel ($be_i = c_i / w_i$) où c_i représente le montant d'indemnisation perçu par la personne i au titre du chômage⁸ et w_i son salaire potentiel estimé. Dans ce cadre, un faible indicateur de prise en charge par l'Etat peut être dû à un faible niveau d'indemnisation de l'Etat et/ou à un salaire espéré du chômeur relativement élevé. Tant le niveau l'indemnisation que le salaire potentiel sont alors déterminants dans l'indice de générosité.

Une opposition nord-sud confirmée

Au niveau européen, l'Etat prend en charge moins du quart du salaire espéré du chômeur. Cette moyenne⁹, peu élevée, dissimule une diversité très forte. L'indice s'échelonne de 4% en Italie à

⁸ L'indemnisation du chômage comprend tous les revenus perçus par le chômeur au titre de l'assurance chômage, de l'assistance, les allocations de formation ou de reclassement.

⁹ $be_j = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N be_{ji}$ où i représente le nombre de personnes ayant connu le chômage dans le pays j .

64% au Danemark (*Tableau 2.1*). Ces résultats confirment que les pays du sud prennent globalement moins en charge leurs chômeurs que les pays « continentaux » mais montrent que l'hétérogénéité y est fortement marquée, de 4% en Italie à 24% au Portugal.

Tableau 2.1 Prise en charge du chômage par l'Etat

Pays	Ensemble	Hommes	Femmes
Belgique	48.1 %	50.5 %	46.9 %
Danemark	63.7 %	60.5 %	65.6 %
Allemagne	42.5 %	46.8 %	38.2 %
Grèce	5.6 %	4.9 %	6.1 %
Espagne	19.9 %	22.8 %	16.3 %
France	37.2 %	37.8 %	36.7 %
Irlande	39.3 %	40.4 %	36.1 %
Italie	4.0 %	3.5 %	4.6 %
Portugal	23.6 %	24.3 %	23.1 %
Royaume-Uni	7.9 %	9.5 %	5.4 %
UE – 10	23.2 %	23.5 %	22.9 %

Source : PCM, Base : personnes ayant connu le chômage durant le panel.

Note de lecture : En Belgique, la moyenne des indices individuels de prise en charge par l'Etat (allocation rapportée au salaire potentiel de l'individu) est de 48%.

Quatre groupes de pays peuvent être distingués selon leur importance de prise en charge :

- Le premier groupe rassemble la Belgique (48%) et le Danemark (64%), qui tous deux assurent une prise en charge conséquente.
- Un deuxième groupe assure une prise en charge proche de 40 % et regroupe la France (37 %), l'Irlande (39 %) et l'Allemagne (42%).
- Dans un troisième groupe, les « plus généreux » des pays du sud, Espagne et Portugal, prennent en charge environ un cinquième du salaire espéré.
- Enfin, un quatrième groupe rassemble les pays dans lesquels la prise en charge est très faible. Parmi ceux-ci : l'Italie (4%), la Grèce (5.6%), et le Royaume-Uni (8%).

Le premier groupe (Belgique, Danemark) se distingue ainsi par des salaires globalement élevés compensés par un système d'indemnisation particulièrement généreux. Les taux de couverture de l'indemnisation y sont les plus importants de l'UE (resp. 90% et 93%)) et les montants distribués parmi les plus élevés (*Tableau 2.2*). Le système danois apparaît particulièrement généreux en distribuant des montants largement supérieurs aux autres pays européens.

Tableau 2.2 L'indemnisation du chômage

Pays	Indemnisation moyenne (Ensemble)	Part des chômeurs indemnisés	Indemnisation moyenne (chômeurs indemnisés)
Belgique	446	89.9 %	488
Danemark	683	92.8 %	735
Allemagne	464	78.9 %	574
Grèce	64	22.7 %	201
Espagne	175	37.4 %	460
France	296	58.6 %	510
Irlande	412	80.9 %	518
Italie	32	9.1 %	377
Portugal	128	33.5 %	371
Royaume-Uni	88	32.2 %	274
UE – 10	207	43.4 %	475

Source : PCM, Base : personnes ayant connu le chômage durant le panel.

L'indemnisation moyenne est exprimée en parité de pouvoir d'achat.

Les situations sont plus contrastées au sein du deuxième groupe. La part des personnes ayant connu le chômage et qui ont perçu une allocation à ce titre est la plus faible en France (59%), proche de 80% en Allemagne et en Irlande pour des montants distribués analogues. Les niveaux voisins de prise en charge s'expliquent alors par les différences de salaires estimés des chômeurs. Les niveaux des salaires estimés sont élevés en Irlande et Allemagne, plus faibles en France, ce qui accroît l'indice de prise en charge de ce pays.

Les pays du sud de l'Europe se placent dans les troisième et quatrième groupes. Dans ces pays, à l'exception du Portugal, le stigma du chômage est faible. La prise en charge par l'Etat s'explique essentiellement par la faible générosité du système d'indemnisation. Espagne et Portugal allient une couverture du tiers des chômeurs avec des montants légèrement inférieurs. Le niveau de prise en charge portugais est poussé à la hausse par le faible niveau des salaires potentiels des chômeurs. L'Italie et la Grèce présentent des situations contrastées. La faible générosité du système grec est liée à la faiblesse des montants versés tandis que celle de l'Italie s'explique par une couverture particulièrement faible des chômeurs. Avant la réforme de juillet 2002, les chômeurs italiens éligibles au système d'assurance chômage ne percevaient une allocation que pendant une période de six mois.

Le Royaume-Uni, enfin, couvre un tiers des chômeurs tout en leur allouant des montants faibles, de 50 % inférieurs à la moyenne européenne. Ces montants sont en partie compensés par le versement d'autres allocations telles que l'allocation logement. Le très faible niveau de prise en charge est également imputable aux niveaux élevés des salaires estimés des chômeurs dans ce pays.

La prise en charge du chômage par l'Etat est très hétérogène en Europe. Conjonction de la générosité de l'indemnisation et des salaires espérés des chômeurs, elle semble fortement influencée par le degré de développement du système de protection sociale. Le classement des pays selon leur indice de prise en charge par l'Etat recouvre globalement la générosité de l'indemnisation du chômage. Le niveau du salaire espéré intervient de façon plus marginale, pour expliquer le niveau proche de prise en charge de l'Allemagne, de l'Irlande et de la France.

Diversité de la prise en charge selon la position du chômeur au sein du ménage

Le chômage frappe inégalement. La diversité des situations de chômage peut être prise en compte en décomposant l'indice de prise en charge en fonction des différentes façons de vivre du chômeur. Nous choisissons de diviser l'indice moyen de prise en charge (be) en six catégories¹⁰ selon la position occupée par le chômeur au sein du ménage.

Le chômage d'une personne seule n'aura pas les mêmes conséquences que celui de la personne de référence dans une famille monoparentale, d'une personne de référence dans un couple ou du conjoint de la personne de référence. Nous considérerons également une catégorie « enfant chômeur » lorsqu'une personne d'âge adulte, ayant déclaré avoir connu le chômage, vit toujours avec ses parents. Enfin, une dernière catégorie regroupe l'ensemble des autres structures familiales (sœur, ami de la personne de référence, etc.).

¹⁰ $be = \sum_{k=1}^6 be_k * sf_k$ où be_k représente de l'indice de prise en charge étatique moyen de la catégorie k et sf_k le poids de cette catégorie parmi l'ensemble des chômeurs.

Tableau 2.3. *Prise en charge étatique selon la position du chômeur dans le ménage*

Proportion	Indice de prise en charge	Structure Familiale	Part des indemnisés	Montants moyens
6.7%	35.1%	Personne seule	65.1%	344
3.4%	33.9%	Famille monoparentale	51%	306
25.1%	32.9%	Personne de référence	59.7%	333
23.2%	30.9%	Conjoint	54.7%	241
36.6%	10.7%	Enfant dans famille	21.7%	75
2.5%	14.6%	Autre	27.8%	101

Source : PCM, Base : personnes ayant connu le chômage durant le panel.

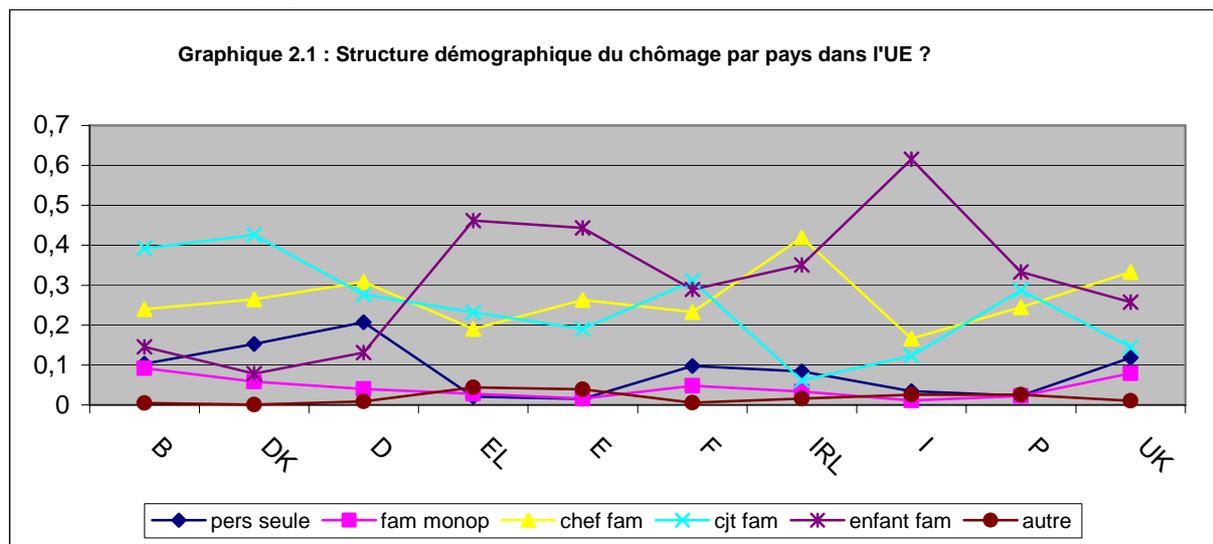
Part des indemnisés : représente la part des chômeurs qui perçoivent une indemnité chômage

Montants moyens : indemnisation moyenne en ppa pour les chômeurs percevant une indemnisation.

Au niveau européen, plus du tiers des chômeurs sont des enfants vivant encore au sein de la structure familiale. Ils représentent la configuration familiale la moins bien prise en charge par l'Etat, celui-ci ne leur garantissant que 12% de leur salaire espéré (Tableau 2.3). A l'exception de la configuration « autre », marginale au sein de l'UE, il existe une relative homogénéité dans la prise en charge des autres configurations familiales (personne seule, famille monoparentales et membres d'un couple). Cette homogénéité, de l'ordre d'un tiers, cache en fait une hétérogénéité dans la générosité du système d'indemnisation de chacune de ces catégories et dans leur salaire potentiel sur le marché. Par exemple, l'indicateur pour les personnes de référence dans un couple est proche de celui de leur conjoint bien que ces derniers aient en moyenne un niveau d'indemnisation inférieur. Les salaires auxquels ils peuvent prétendre étant également plus faibles, l'indicateur moyen de prise en charge étatique est alors poussé à la hausse.

Le poids des enfants chômeurs dans le sud de l'UE

La diversité des structures familiales européennes est accentuée par le chômage. En effet, avoir connu le chômage augmente la probabilité d'être enfant dans une famille et diminue la probabilité de vivre seul dans les pays du sud. Ainsi, 35% des chômeurs portugais¹¹, 43% des chômeurs espagnols, 46% des chômeurs grecs et surtout 61% des chômeurs italiens sont des enfants vivant dans leur famille. Les différences culturelles observées sur l'ensemble de la population s'en trouvent amplifiées et les structures familiales des chômeurs sont encore plus disparates que celles de l'ensemble de la population.



Source : PCM, Base : personnes ayant connu le chômage durant le panel.

¹¹ Rappelons que nous parlons ici des personnes ayant déclaré avoir connu le chômage durant le panel. Ces personnes ne sont pas forcément au chômage au sens du BIT.

Dans tous les pays de l'UE, enfants et conjoints de la personne de référence sont les moins bien pris en charge, familles monoparentales et personne de référence parmi les mieux indemnisés.

Les pays les moins généreux (Grèce, Italie, Royaume-Uni), le sont uniformément (*Annexe 2*). Les différences dans l'indice de prise en charge selon les catégories de chômeurs sont marginales. A l'autre extrême, le système danois représentatif du système « nordique » d'Esping-Andersen, se caractérise par une prise en charge conséquente de toutes les catégories de chômeurs. Le système est « universellement » généreux.

En revanche, le niveau élevé de prise en charge belge cache des variations importantes selon les catégories de chômeurs, l'Etat prenant en charge 37% du salaire espéré des enfants dans la famille contre 89% du salaire espéré des familles monoparentales. Cependant, le poids des enfants chômeurs vivant dans la famille n'étant pas important, l'indice global reste élevé.

Le deuxième groupe englobe des configurations différentes. La prise en charge est fortement variable en Irlande mais les trois-quarts des chômeurs sont soit personnes de référence, soit enfants dans une famille, deux catégories bien prises en charge dans ce pays. En Allemagne, les variations sont faibles et les configurations des chômeurs mieux réparties qu'en Irlande. Le niveau de prise en charge français, le plus faible de ce groupe, s'explique par la faible prise en charge des enfants vivant au sein de la cellule familiale (21%).

En Espagne et au Portugal, le chômage des jeunes est particulièrement fort et ceux-ci vivent souvent au sein de la cellule familiale (respectivement 44% et 33%). Leur faible prise en charge, de l'ordre de 10%, pèse sur l'indicateur global.

Lorsque l'on omet les cas des pays très généreux (Danemark) et ceux qui ne le sont que très peu (Grèce, Italie, Royaume-Uni¹²), le poids du chômage des jeunes et leur faible prise en charge pèse sur l'indicateur global. Le faible poids de cette configuration pousse l'indicateur belge et allemand à la hausse tandis qu'il pèse à la baisse sur les indicateurs français, portugais et espagnols.

La diversité de la prise en charge du chômage par l'Etat est très importante. Au delà de l'opposition classique entre les pays généreux de l'Europe du nord et continentale et les pays du sud représentatif du « modèle méditerranéen », il faut également noter que la diversité y est marquée et que le poids du chômage des jeunes est déterminant. Dans nombre de pays, le poids du chômage des « enfants vivant dans une famille » et leur faible indemnisation pèse à la baisse sur l'indice de prise en charge étatique. Cependant, ces jeunes vivant au domicile familial ne subissent pas forcément une perte importante de niveau de vie et peuvent être pris en charge par la famille. L'évaluation de cet apport fera l'objet de la section suivante.

III. La famille se substitue-t-elle à l'état pour subvenir aux besoins des chômeurs ?

L'apport familial

Vivre au sein d'un ménage permet de partager les frais fixes mais également de mettre en commun un certain nombre de ressources¹³. Il serait intéressant de pouvoir apprécier plus précisément ce partage en tenant compte des négociations au sein du ménage mais les statistiques disponibles ne

¹² Au Royaume-Uni, la faiblesse de l'indemnisation du chômage est compensée par le versement d'autres prestations telles que, par exemple, les allocations logement.

¹³ Traditionnellement, il est convenu de partager de façon égale l'ensemble des ressources entre individus mais cette hypothèse est parfois contestée (Jenkins 1991).

nous permettent pas de réaliser un tel travail. Nous supposons alors que la personne au chômage est « prise en charge par la famille » dans la mesure où elle profite des ressources des autres membres du ménage. Au contraire, sa prise en charge est nulle si elle vit seule ou est le seul apporteur de revenu. Dans ce cadre, nous omettons volontairement de prendre en considération les transferts privés entre membres d'une même famille par manque de statistiques robustes, d'une part, mais également parce que ces transferts privés ne comptent que pour une faible proportion des revenus de personnes, plus souvent étudiantes que chômeuses. Nous évaluons alors la contribution familiale ou l'apport de la « co-résidence » par le partage des ressources des membres d'un ménage.

Cette contribution peut être appréciée en comptabilisant, au sein du ménage, les ressources des personnes n'ayant pas connu le chômage (Y_{-i}). Nous divisons ensuite ce montant par le nombre d'équivalent adulte¹⁴ (e_i) pour estimer ce qui revient au chômeur. Enfin, comme précédemment, cette somme est rapportée au salaire potentiel du chômeur sur le marché. Ceci permet d'appréhender ce que lui apporte « économiquement » la structure familiale et de comparer au niveau de vie qu'il pourrait obtenir s'il occupait un emploi et vivait seul.

Pour chaque personne du Panel ayant connu le chômage, l'indice de prise en charge par la famille (bf_i) s'écrit: $bf_i = Y_{-i} / e_i / w_i$. Dans ce cadre, la prise en charge familiale est d'autant plus importante que les ressources des autres membres du foyer sont conséquentes. A niveau de ressources inchangées, cet indicateur est également d'autant plus élevé que le salaire potentiel estimé du chômeur est faible.

Une prise en charge conséquente

Au niveau européen, la prise en charge familiale est loin d'être négligeable (56%). Dans la majeure partie des pays européens, le fait de vivre au sein d'une structure familiale apporte au chômeur plus de la moitié de son potentiel salarial. Là encore, des disparités existent dans l'UE mais l'hétérogénéité est moins forte que pour la prise en charge étatique : la prise en charge par la famille varie de 35% en Irlande à 72% au Portugal (*Tableau 3.1*) alors que l'indicateur de l'Etat s'échelonnait de 4% à 64 %.

Tableau 3.1 Prise en charge du chômage par la famille

Pays	Ensemble	Hommes	Femmes
Belgique	55.9%	44.9%	60.3%
Danemark	53.2%	39.6%	61.7%
Allemagne	46.9%	37.2%	56.4%
Grèce	56.7%	38.2%	71.1%
Espagne	48.8%	37.8%	61.9%
France	70.7%	53.3%	84.2%
Irlande	34.7%	25.5%	61.8%
Italie	63.6%	51.4%	79.2%
Portugal	71.8%	58.6%	83.3%
Royaume-Uni	43.7%	38.4%	51.9%
UE – 10	55.6%	42.7%	69.2%

Source : PCM, Base : personnes ayant connu le chômage durant le panel.

Note de lecture : En Belgique, la moyenne des indices individuels de prise en charge par la famille (apport familial par rapport au salaire potentiel de l'individu) est de 56%.

¹⁴ Nous utiliserons l'échelle OCDE modifiée, soit la pondération suivante : 1 pour le premier adulte, 0.5 pour toute personne de 14 ans et plus, 0.3 pour les moins de 14 ans. La sensibilité des résultats à l'échelle d'équivalence sera étudiée.

A l'exception de l'Espagne, la famille contribue plus au niveau de vie des chômeurs dans le sud de l'UE qu'en moyenne européenne. De façon plus surprenante, la prise en charge familiale est également très élevée en France (71%), poussée à la hausse par le fort niveau de prise en charge des femmes françaises. A l'autre extrême, la prise en charge est la plus modeste en Irlande (35%) et au Royaume-Uni (44%)¹⁵.

Les différences de prise en charge par genre reflètent, notamment, les différences de comportement d'activité ainsi que les écarts salariaux (Altonji, Blank 1999, Weichselbaumer, Winter-Ebmer 2003). Au sein du couple, les femmes sont moins actives, gagnent moins et sont donc plus prises en charge par leur conjoint que le contraire. Ceci apparaît clairement lorsque l'on décompose l'indicateur de prise en charge selon la position du chômeur¹⁶ au sein du ménage (Tableau 3.2)

*Tableau 3.2 Prise en charge familiale
selon la position du chômeur dans le ménage*

Structure Familiale	Proportion	Prise en charge familiale
Personne seule	6.7%	-
Famille monoparentale	3.4%	15.9%
Personne de référence	25.1%	29.8%
Conjoint	23.2%	78.4%
Enfant dans famille	36.6%	75.3%
Autre	2.5%	67.2%

Source : PCM, Base : personnes ayant connu le chômage durant le panel.

La personne de référence au chômage (l'homme par convention selon la définition adoptée par l'INSEE) bénéficie largement moins des autres revenus du ménage (30%) que son conjoint chômeur (78%). Outre les différences de salaire déjà évoquées, un homme chômeur vit plus souvent avec un conjoint chômeur ou inactif tandis que la femme chômeuse est plus souvent avec un homme actif¹⁷.

Les enfants chômeurs bénéficient largement du niveau de vie familial

Les enfants dans les familles bénéficient d'une prise en charge importante, de plus des trois-quarts de leur salaire potentiel. Vivre au sein de la cellule familiale leur permet d'atteindre un niveau de vie conséquent par rapport à leur potentiel salarial et pourrait retarder leur décohabitation¹⁸ (Cordon 1997, Chambaz 2000, Holdsworth 2000, Aasve et alii 2001). Comme nous l'avons souligné précédemment, la part des chômeurs qui continuent à vivre avec leurs parents est particulièrement forte en Italie, en Grèce et en Espagne.

Cependant, si les enfants chômeurs vivent très majoritairement au sein de la cellule familiale dans le sud de l'Europe, l'apport de leur famille est plus faible que dans les autres pays européens. La prise en charge est la plus faible (*Annexe 3*) en Irlande (60%), en Grèce (66%), en Espagne (67%) et dans une moindre mesure en Italie (77%). Elle est la plus forte au Danemark (96%), en France (92%) et

¹⁵ Le classement des pays selon la générosité de la prise en charge familiale est inchangée quelle que soit l'échelle d'équivalence retenue : Ocdé modifiée, Ocdé ou nombre de personnes du ménage.

¹⁶ De la même façon que précédemment, nous décomposons l'indice moyen de prise en charge (*bf*) en six catégories de chômeurs.

¹⁷ Au niveau de l'UE, pour l'ensemble des personnes de référence, 52% ont une femme active tandis que c'est le cas de seulement 41% de ceux qui ont connu le chômage. En ce qui concerne les femmes vivant en couple, les pourcentages sont inversés : 76% ont un mari actif contre 79% de celles ayant connu le chômage.

¹⁸ Cependant, on peut se demander si ce phénomène est dû à l'indigence du système de protection sociale ou à des habitudes sociales différentes car la part des enfants qui travaillent et qui continuent à habiter chez leurs parents est également importante dans le sud de l'UE.

en Allemagne (92%). Il faut y voir le reflet de l'activité féminine, plus présente dans ces derniers pays que dans le sud de l'Europe. Mécaniquement, les pays dans lesquels l'activité féminine est moins répandue vont totaliser moins de ressources au sein du foyer et contribuer pour une plus faible part au niveau de vie de leur enfant chômeur que les autres. Les jeunes chômeurs des pays du sud vivent plus fréquemment avec leurs parents mais ils bénéficient de moins de ressources que dans le reste de l'Europe.

Un effet de composition du chômage

A travers les comparaisons des indices de prise en charge familiale, on retrouve le poids des « enfants chômeurs ». Les chômeurs qui vivent encore au domicile familial sont en général ceux qui sont le moins bien pris en charge par l'Etat mais les mieux pris en charge par la famille. Les niveaux de prise en charge relativement élevés dans les pays du sud sont dus pour l'essentiel à l'importance de ce type de chômage. Ceci est particulièrement crucial en Italie où la part des enfants chômeurs est la plus forte de l'UE (60%) et explique plus des trois-quarts de l'indicateur italien. En Espagne, malgré le poids important des enfants chômeurs (42%) et leur prise en charge conséquente, l'indicateur global de prise en charge est inférieur à la moyenne européenne. Ceci s'explique essentiellement par la plus faible prise en charge des conjoints chômeurs.

A l'inverse, lorsque la prise en charge familiale est peu importante, c'est que le chômage touche surtout des catégories de chômeurs qui bénéficient peu des autres ressources du ménage. En Irlande, par exemple, le chômage concerne essentiellement les chefs de ménages qui sont les principaux apporteurs de revenu. L'activité féminine est peu développée et ils sont par conséquent peu pris en charge par la famille. Au Royaume-Uni, la faiblesse de l'indice s'explique par l'importance du chômage parmi les personnes seules, les familles monoparentales et les chefs de famille. Au Danemark et en Allemagne, enfin, la part des personnes vivant seules est importante, celle des enfants chômeurs vivant dans leur famille modeste.

En revanche, les niveaux élevés de prise en charge portugais et français ne s'expliquent pas par la composition du chômage mais par la forte prise en charge de toutes les catégories de chômeurs. Il faut y voir pour l'essentiel l'impact du niveau des salaires potentiels des chômeurs. Les ressources des membres du ménage qui ne connaissent pas le chômage ne sont pas plus importantes qu'ailleurs mais la faiblesse des salaires potentiels au Portugal explique une prise en charge conséquente. En France, le fort niveau de prise en charge s'explique pour moitié par la prise en charge des conjoints du chef de ménage qui ont des salaires espérés faibles lorsqu'elles ont connu le chômage

A l'exception des configurations françaises et portugaises, le niveau de prise en charge familial est fortement influencé par la composition du chômage. Tant le poids des personnes seules que le poids des enfants chômeurs dans les familles sont cruciaux pour expliquer la « générosité familiale ».

IV. Complémentarité ou substituabilité ?

En valeurs moyennes, la prise en charge familiale est inférieure au niveau global de l'UE au Danemark, en Allemagne et en Irlande, pays où la prise en charge étatique est forte. Elle est plus importante que la moyenne européenne, dans les pays du sud de l'Europe qui n'indemnisent que peu leurs chômeurs. Cette substituabilité apparente au niveau moyen peut être testée au niveau individuel par le calcul de taux de corrélations entre prise en charge familiale et étatique.

Tableau 4.1. Corrélation entre prise en charge familiale et étatique par structure familiale

Pays	Famille Monoparentale	Chef de ménage	Conjoint	Enfant	Autre	Ensemble
Belgique	-0.15022	0.09402	0.10228			-0.17450
Danemark			0.09550	-0.33071		
Allemagne	0.22103	0.06603	-0.05317	-0.09923		-0.06782
Grèce				-0.05865		-0.03768
Espagne		-0.07155	-0.06010	-0.08999		-0.19204
France	-0.17698		0.07195	0.09156	-0.38014	-0.04379
Irlande			0.24963		0.30511	
Italie		-0.06828	-0.09914			-0.12416
Portugal				-0.07362		-0.10021
Roy-Uni						

Source : PCM, Base : personnes ayant connu le chômage
Seules sont reportées, les valeurs significatives. En gras, complémentarité

Au Danemark, en Irlande et au Royaume-Uni, la corrélation entre prise en charge familiale et étatique n'est pas significative. Partout ailleurs, la substituabilité est apparente pour l'ensemble des chômeurs. L'Etat est présent lorsque la famille ne l'est pas ou peu présent lorsque la famille prend bien en charge ses chômeurs. Cette corrélation est particulièrement forte en Espagne (-0.19), Belgique (-0.17), Italie (-0.12) et au Portugal (-0.10). Elle est faible mais significative en Allemagne, France et de façon plus surprenante en Grèce.

Peut-on dire que la famille supplée les carences de l'Etat tandis que les chômeurs n'ont plus besoin de la famille lorsque l'Etat est fortement présent ? En d'autres termes, peut-on établir un lien causal et si ce lien existe, dans quel sens poser cette causalité ? Est-ce que les systèmes de protection sociale expliquent les structures familiales ou les structures familiales sont-elles la cause du développement ou non de l'Etat providence ? A ce stade, la question reste posée¹⁹ mais la substituabilité entre les indicateurs de prise en charge étatique et familiale est apparente dans un certain nombre de pays européens.

Au-delà des situations dans lesquelles la famille, par structure même du ménage, ne peut apporter que peu de ressources au chômeur (personne seule, famille monoparentale), ce diagnostic global peut être relativisé lorsque l'on prend en compte la position occupée par le chômeur au sein du ménage. Les femmes chômeuses sont d'autant plus aidées par la famille qu'elles sont aidées par l'Etat dans les pays du nord de l'Europe et continentaux (Belgique, Danemark, France et Irlande). Dans ces pays, les inégalités se cumulent, reflet d'un phénomène « d'homogamie sociale ». Lorsque l'activité féminine est importante, les personnes les mieux éduquées vivent plus souvent avec une personne de même niveau social et de même niveau de rémunération et bénéficient d'autant plus d'indemnités. A l'inverse, la substituabilité apparaît dans le sud de l'Europe et en Allemagne, des pays plus traditionnels du point de vue des rapports de genre. De façon générale, à l'exception de la France, les enfants sont pris en charge par la famille lorsque l'Etat n'est pas présent. La corrélation est significativement négative dans de nombreux pays européens.

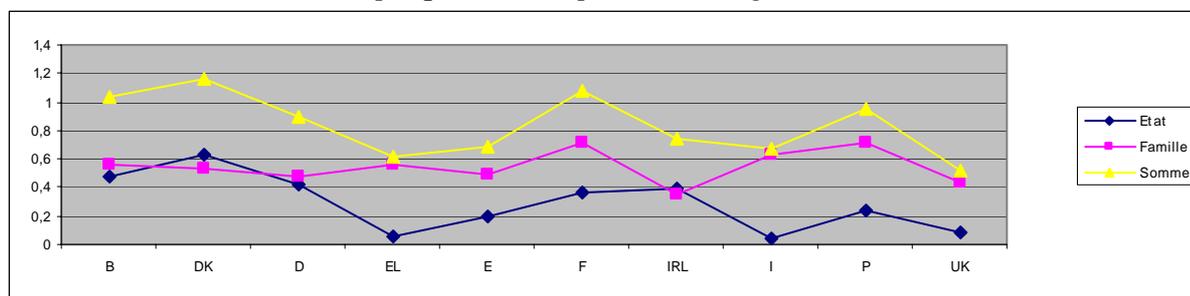
Où vivre lorsqu'on est chômeur ?

Au total, comment vivent les chômeurs lorsque l'on tient compte à la fois des contributions étatiques et familiales. Si la famille est présente alors que la prise en charge étatique est faible dans le sud de l'Europe, sa contribution au potentiel salarial de la personne sans-emploi est relative. La famille apporte plus au chômeur que l'Etat mais les chômeurs subissent une perte de niveau de vie par rapport au salaire qu'ils pourraient espérer sur le marché. De façon symétrique, la famille

¹⁹ Ceci mériterait d'être approfondi en testant l'endogénéité des structures familiales.

danoise contribue, en moyenne²⁰, moins au niveau de vie du chômeur que l'Etat mais les niveaux de prise en charge sont tels que le chômeur peut dépasser le niveau de vie qu'il obtiendrait s'il vivait seul et travaillait (*Graphique 4.1*).

Graphique 4.1 . La prise en charge des chômeurs



Au total, mieux vaut vivre au Danemark en France ou en Belgique qu'au Royaume-Uni que dans le sud lorsqu'on connaît le chômage. Dans ces trois premiers pays, en moyenne, l'Etat et la famille apportent plus au chômeur que son potentiel sur le marché du travail tandis qu'au Royaume-Uni, la conjonction de l'Etat et de la famille ne contribue qu'à peine à la moitié de son potentiel salarial. Dans le sud de l'Europe et en Irlande, famille et Etat contribuent pour les deux tiers du potentiel salarial, pour près de 90% en Allemagne et au Portugal.

Pour les configurations des ménages qui ne peuvent bénéficier des ressources d'autres personnes du foyer, il reste encore une proportion importante de personnes ayant de faibles niveaux de prise en charge. En Grèce et en Italie, plus de 90% des personnes seules ont moins de 50% de leur salaire potentiel, ils sont près de 80% à être dans cette situation en Irlande et en Espagne et plus de la moitié en Espagne, au Portugal, en France et au Royaume-Uni. Dans les pays du sud de l'Europe, le système d'indemnisation du chômage ne couvre même pas la cinquième des salaires estimés de la moitié de la population.

Lorsqu'on examine la proportion des chômeurs qui perçoivent moins du cinquième de leur salaire potentiel, le classement des pays selon l'importance de la prise en charge est proche de celui de la prise en charge par l'Etat. Cependant, l'importance de la prise en charge de la cellule familiale fait que le Portugal vient rejoindre les pays du centre, alors que l'Espagne devient proche des pays les moins généreux. Le Royaume-Uni devient quant à lui, le pays où la prise en charge globale est la plus faible. Néanmoins, grâce aux revenus des autres membres du ménage, dans tous les pays, le nombre des laissés pour compte est divisé par plus de deux parmi les chefs de ménage, par plus de quatre pour les conjoints tandis que ces valeurs sont toujours inférieures à 15% pour les enfants.

V. Conclusion

Globalement, famille et Etat sont substituables dans la prise en charge des chômeurs européens. A l'exception du Danemark, de l'Irlande et du Royaume-Uni, la présence de l'Etat est plus forte lorsque celle de la famille ne l'est pas, ou assez faible lorsque la famille contribue fortement. Cette relation reste vérifiée pour la prise en charge de quasiment tous les enfants en Europe tandis qu'elle apparaît inverse dans le cas des conjoints. Pour ces derniers, il s'agirait alors de complémentarité entre famille et Etat ce qui pourrait refléter un effet d'homogamie sociale. En effet, les personnes les mieux indemnisées ont également en moyenne un conjoint avec un fort potentiel salarial.

²⁰ Il s'agit ici de valeurs moyennes qui peuvent occulter des situations très différentes au niveau individuel.

Malgré la conjonction des prises en charge familiale et étatique, les niveaux de vie des chômeurs restent très contrastés en Europe. Cette disparité de niveaux de vie recoupe principalement les différences de générosité du système d'indemnisation chômage. Belgique et Danemark restent les pays où les chômeurs sont le mieux pris en charge. France, Irlande, Allemagne et Portugal constitueraient un deuxième groupe où la prise en charge est conséquente. En son sein, les familles françaises et portugaises sont très présentes et contribuent fortement au niveau de vie des chômeurs. Enfin, bien que la famille soit très présente dans les pays du sud de l'Europe, elle n'arrive pas à compenser la faible générosité de l'indemnisation. Ceux-ci, à l'exception du Portugal, restent les pays où les chômeurs sont le moins bien pris en charge. Le Royaume-Uni peut se rattacher à ce dernier groupe. Dans ce dernier pays, ni la famille, ni l'Etat ne sont présents pour supporter le chômeur.

Au-delà de ces disparités globales, la contribution familiale est particulièrement importante pour certaines catégories de chômeurs telles que les enfants vivant au sein de la cellule familiale et les conjoints dans les couples. Ce constat est surtout vrai pour les enfants chômeurs particulièrement mal indemnisés dans tous les pays européens ; ils n'atteignent un niveau de vie proche de leur potentiel salarial que grâce aux ressources familiales.

L'harmonisation européenne est donc loin d'être une réalité dans le domaine social, ce d'autant plus que l'hétérogénéité des systèmes d'indemnisation de chômage n'est pas compensée par les différences familiales. Notre analyse qui a mis à jour cette hétérogénéité gagnerait certainement à être complétée pour voir dans quelle mesure le degré de développement du système de protection sociale est relié aux traditions de décohabitation des jeunes. Par ailleurs, notre hypothèse d'égalité de répartition des ressources au sein du ménage peut être discutable et gagnerait également à être approfondie. Il serait intéressant de pouvoir introduire une approche en terme de négociation au sein du ménage mais ceci, en l'état actuel des données statistiques, n'est pas réalisable.

Bibliographie

- Aassve A., Billari F., Mazzucco S., Ongaro F. (2001), "*Leaving Home Ain't Easy, A comparative longitudinal analysis of ECHP data*", MPIDR Working Paper 2001-038.
- Altonji, J.G., Blank R. (1999), "*Race and gender in the labor market*" in Ashenfelter, O, Card D. eds, Handbook of Labor Economics, Vol. 3, North Holland, Amsterdam, pp.3143-3259.
- Breuil-Genier P., Hourriez J.M. et Lollivier S. (2001) "*Impact du non-emploi sur les revenus et la pauvreté : l'influence de l'endogénéité du non-emploi*", Economie et Statistiques, Mars 2002.
- Carrasco R. and Ruiz-Castillo J. (2001) "*Does the Representation of Family Decision Process Matter? A Collective Model of Household Labour Supply for the Evaluation of Personal Tax Reform in Spain*", mimeo, ESPE 2002, Bilbao.
- Chambaz C. (2000), "*Les jeunes adultes en Europe*", Etudes et Résultats, n°90, DREES.
- Cordon F. (1997), "*Youth Residential Independence and Autonomy: A Comparative Study*", Journal of Family Issues, 16, pp. 567-607.
- Dustmann C., Rochina-Barrachina M.E., (2000), "*Selection Correction in Panel Data Models : an Application to Labour Supply and Wages*", mimeo, IZA-Bonn, n°162.
- Dormont B., Dufour-Kippelen S. (2003), "*Trajectoires familiales et professionnelles des jeunes peu diplômés : une insertion difficile retarde-t-elle leur autonomie résidentielle ?*", mimeo.
- Ekert-Jaffé O., Terraz I. (2000), "*La prise en charge des situations de non-emploi par les systèmes de protection sociale : une comparaison entre les pays de l'UE*", Rapport de recherche INED.
- Esping-Andersen G. (1990), "*The Three Worlds of Welfare Capitalism*", Princeton University Press, Princeton.
- 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, 6, pp.27-37.
- Gough I. (1996), "*Social assistance in southern Europe*", South European Society and Politics, 1, (1), pp.1-23.
- Holdsworth C. (2000), "*Leaving Home in Britain and Spain*", European Sociological Review, 16, pp. 201-222.
- Mayer K.U. (2001), "*The Paradox of Global Social Change and National Path Dependencies: Life Course Patterns in Advanced Societies*". In Woodward A.E. and Kohli M. (Eds) Inclusions-Exclusions, Routledge London, pp.89-110.
- Mougin R. (2004), "*Fécondité et salaires : une analyse des déterminants économiques des naissances en France*", doctorat d'économie, Institut d'Etudes Politiques, Paris.
- Mougin R., Ekert-Jaffé (2001) O., "*Salaire, Education et calendrier des naissances*", Journées de Micro-économie Appliquée, Nancy, 7 et 8 juin 2001
- Muffels R., Fouarge, D. (2003), "*The Role of European Welfare States in Explaining Resources Deprivation*", Epag Working papers number 2003-41.
- Rhodes M. (1996), "*Southern European Welfare States: identity, problems and prospects for reform*", South European Society and Politics, 1 (3), pp1-22.
- Short K, Garner T. (1990), "*Living Arrangements of Young Adults Living Independently: Evidence from the Luxembourg Income Study*", In. US Bureau of Census, Studies in Household and Family Formation, Current Population Reports Series P-23, n°169, US Government Printing Office, Washington DC.
- Weichselbaumer D., Winter-Ebmer R. (2003), "*A meta-analysis of the interantional gender wage-gap*", IZA DP n°906.
- Wooldridge J., (1995), "*Selection Correction for Panel Data Models under Conditional Mean Independence Assumptions*", Journal of Econometrics, 68, 115-132.

Annexe 1.1. Déterminants de l'inactivité ou de l'attrition dans le PCM en 1996: Hommes.

Variables	A. Europe du Nord et Continentale					B. Pays Méditerranéens et Irlande				
	Belgique	Danemark	France	Allemagne	Royaume-Uni	Grèce	Irlande	Italie	Portugal	Espagne
Constante	2.1973***	0.7891***	2.6697***	1.7773***	0.8095***	3.501***	-1.3272**	2.4925***	-0.9889***	1.3418***
Niveau d'études inférieur au Bac	0.3491**	0.2782***	0.2213***	0.3***	0.1516***	-0.1326***	0.5880***	0.151	0.0524***	0.0319***
Etudes supérieures	-0.0765	-0.3406**	-0.3697***	-0.4677***	-0.3012***	-0.0493	-0.5252***	-0.2892*	-0.9265***	-0.2873***
Age	-0.2179***	-0.1129***	-0.2409***	-0.1959***	-0.1284***	-0.2747***	-0.0013	-0.2295***	-0.0506***	-0.1606***
Age au carré	0.0033***	0.0017***	0.0035***	0.0029***	0.0020***	0.0036***	0.0004	0.0032***	0.0011***	0.0024***
Secteur Public	-1.0985***	-0.8365***	-1.2006***	-0.8582***	-1.3704***	-1.1805***	-1.5894***	-1.2719***	-0.7286***	-1.3074***
Nombre d'enfants	0.124	0.0314	-0.0567	-0.1352**	0.1219*	-0.1622	-0.0448	-0.0761	-0.1516***	0.0415
Trois enfants ou plus	0.202	0.2139	0.3906**	0.3624	0.0098	0.3182	0.4687**	0.5008	0.6858***	0.1745*
Conjoint	-0.1727	-0.2634	-0.3016***	-0.0241	0.1297	0.142	-0.1947***	-0.0287	-0.3136*	-0.1947***
Conjoint actif	-0.4355**	-0.29***	-0.3277	-0.57***	-0.2671	-0.71***	-0.7774**	-1.01***	-0.79***	-0.30***
Log (du salaire du conjoint)	0.002	-0.0315	0.0018	0.0364***	-0.0678	0.0396***	0.0227	0.0942***	0.0518***	0.0262***
Vivant à la maison	0.0264	0.6189**	0.3412***	-0.1982	-0.1583	0.5037***	0.0613	0.6569***	0.3569***	0.6446***
Autres	0.4513	-4.1288**	0.4748	0.2005	0.4045	0.6174*	0.4192	0.4401***	-1.0091	0.5682***
Log Vraisemblance	-774	-555	-1499	-1733	-1170	-14333	-1262	-2248	-2669	-2668
Nombre d'inactifs ou manquants	619	363	1202	1049	591	969	722	1992	854	1823
Nombre d'actifs	1597	1490	3478	3402	2591	3016	2078	4407	3442	3786

Annexe 1.2. Déterminants de l'inactivité ou de l'attrition dans le PCM en 1996: Femmes.

Variables	A. Europe du Nord et Continentale					B. Pays Méditerranéens et Irlande				
	Belgique	Danemark	France	Allemagne	Royaume-Uni	Grèce	Irlande	Italie	Portugal	Espagne
Constante	2.1761*	2.4005**	3.2745**	1.5138**	2.0615**	2.5995**	0.2266	2.8309**	1.4717**	2.2331**
Niveau d'études inférieur au Bac	0.3468**	0.3452**	0.3522**	0.0471	-0.0005	-0.1398*	0.4824**	0.2520**	-0.2453**	0.0376
Etudes supérieures	-0.5608**	-0.2276	-0.2939**	-0.1864**	-0.2590**	-0.4189**	-0.249*	-0.2038*	-0.8156**	-0.4645**
Age	-0.1487**	-0.1543**	-0.2410**	-0.1548**	-0.1541**	-0.1534**	-0.0811**	-0.2010**	-0.1241**	-0.1495**
Age au carré	0.0022**	0.0021**	0.0033**	0.0023**	0.0020**	0.0021**	0.0015**	0.0028**	0.0018**	0.0021**
Secteur Public	0.0743	0.3442	0.4075**	1.0788**	0.6346**	0.5480**	0.5412**	0.1718*	-0.1637*	0.2900**
Nombre d'enfants	0.1425*	-0.0337	0.2459*	0.5966**	0.4513**	-0.0704	0.3401**	0.3222**	0.2723**	0.2068*
Trois enfants ou plus	0.1743**	-0.0671	0.2382**	0.3823**	0.2770**	0.1879**	0.2778**	0.2719**	0.0438*	0.2410**
Conjoint	-0.7819**	-0.8314**	-0.3187	-0.5180**	-0.9581**	-0.7964**	-0.6138**	-0.5994**	-0.7122**	-0.1397
Conjoint actif	0.0105	-0.0042	0.0138	0.0376*	0.0062	0.0492**	0.0152	0.0457**	0.0259**	0.0280**
Log (du salaire du conjoint)	0.3246*	0.5003	0.4573**	-0.1957	0.1121	-0.2650	-0.0769	-0.0932	-0.1937	-0.1313
Vivant à la maison	0.4234*	0.2700	0.1213	0.2147*	0.4273**	0.2307*	0.5344**	0.6298**	0.6109**	0.2604*
Autres	-1.8815**	-1.2620**	-2.2307**	-2.1989**	-1.9124**	-2.4131**	-2.8198**	-3.3512**	-2.3957**	-2.9403**
Log Vraisemblance	0.0058	-0.2291	-0.1257	0.2009	0.2779*	0.0473	0.1675	-0.0166	0.0138	-0.2375
Nombre d'inactifs ou manquants	0.9492***	-0.1373	0.8008**	0.5318**	0.0785	0.1727	0.2598	0.6499**	0.5455**	0.6288**
Nombre d'actifs	1.1302	1.7205	0.4911	0.2121	1.0354*	-0.0217	0.4392	0.0207	0.4960*	0.7709**
	-1084	-610	-2001	-2311		-2300	-1300	-3100	-2533	-3101

Annexe 2: Prise en charge par l'état selon la position du chômeur dans le ménage

Ensemble des Vagues

Pays	structure familiale						indice de prise en charge par type de famille						total
	pers seule	Fam. monoparentale	Pers. référence	Conjoint de pers. référence	enfant dans famille	Autre	pers seule	Fam. monoparentale	Pers. référence	Conjoint de pers. référence	enfant dans famille	autre	
Belgique	0.09797	0.095207	0.19312	0.43564	0.15513	0.001371	0.56425	0.82446	0.56006	0.41082	0.37547	<i>0.30927</i>	0.47957
Danemark	0.10656	0.047843	0.26581	0.48341	0.07845	0.000000	0.64987	0.73661	0.61402	0.68084	0.49608	.	0.63575
Allemagne	0.21448	0.040251	0.26720	0.30410	0.14645	0.007222	0.43928	0.45593	0.51514	0.40215	0.33035	0.25128	0.42270
Grèce	0.01859	0.026891	0.18902	0.23634	0.46491	0.045768	0.04055	0.06686	0.06412	0.09611	0.03114	0.07247	0.05518
Espagne	0.01626	0.018832	0.26636	0.20147	0.42940	0.040348	0.25477	0.25811	0.33335	0.24504	0.10181	0.15624	0.19718
France	0.08860	0.052026	0.20911	0.31354	0.31835	0.006625	0.42599	0.39988	0.48828	0.43215	0.21457	0.18584	0.36569
Irlande	0.09845	0.043647	0.43458	0.07020	0.30600	0.026557	0.32470	0.12017	0.46077	0.37045	0.38614	0.46213	0.39388
Italie	0.03294	0.010923	0.17702	0.13052	0.60927	0.027969	0.09965	0.08252	0.07623	0.10976	0.01124	0.02271	0.03948
Portugal	0.01967	0.020699	0.23582	0.29306	0.34733	0.029973	0.37220	0.37170	0.37629	0.28127	0.10655	0.26296	0.23107
Royaume-Uni	0.12438	0.083039	0.32952	0.15782	0.24294	0.011612	0.08029	0.05579	0.09834	0.05229	0.09871	0.05037	0.07984
UE-10	0.065435	0.033746	0.24509	0.23139	0.37520	0.025093	0.35067	0.33850	0.32873	0.30911	0.10690	0.14590	0.23023

Note : les valeurs non statistiquement significatives ont été ôtées, soit 2.2 % de la distribution

En italique, les cas non significatifs (moins de 30 données)

PCM, ensemble des vagues

Annexe 3: Prise en charge du chômage par la famille

Ensemble des Vagues

Pays	structure familiale						indice de prise en charge par type de famille						indice total
	pers seule	fam monop	chef fam	cjt fam	Enfant fam	autre	pers seule	fam monop	chef fam	cjt fam	enfant fam	autre	bf
Belgique	0.09797	0.095207	0.19312	0.43564	0.15513	0.001371	0	0,04731	0,34126	0,81561	0,86876	0,7637	0,55899
Danemark	0.10656	0.047843	0.26581	0.48341	0.07845	0.000000	0	0,07163	0,38888	0,72227	0,96564		0,53186
Allemagne	0.21448	0.040251	0.26720	0.30410	0.14645	0.007222	0	0,16205	0,38125	0,75688	0,91853	0,60055	0,46918
Grèce	0.01859	0.026891	0.18902	0.23634	0.46491	0.045768	0	0,21512	0,2434	0,72061	0,6789	0,67186	0,56657
Espagne	0.01626	0.018832	0.26636	0.20147	0.42940	0.040348	0	0,21104	0,21109	0,60322	0,66232	0,6082	0,48769
France	0.08860	0.052026	0.20911	0.31354	0.31835	0.006625	0	0,19503	0,42199	1,00573	0,92082	1,09499	0,70728
Irlande	0.09845	0.043647	0.43458	0.07020	0.30600	0.026557	0	0,06542	0,19861	0,96129	0,6014	0,43479	0,34687
Italie	0.03294	0.010923	0.17702	0.13052	0.60927	0.027969	0	0,11169	0,2628	0,74983	0,77229	0,81363	0,63637
Portugal	0.01967	0.020699	0.23582	0.29306	0.34733	0.029973	0	0,5366	0,47645	0,95875	0,86176	0,71647	0,71755
Royaume-Uni	0.12438	0.083039	0.32952	0.15782	0.24294	0.011612	0	0,11397	0,31407	0,80101	0,80357	0,5171	0,43744
UE-10	0.065435	0.033746	0.24509	0.23139	0.37520	0.025093	0	0,15994	0,29837	0,78423	0,75337	0,67179	0,5555

Note : les valeurs non statistiquement significatives ont été ôtées, soit 2.2 % de la distribution

En italique, les cas non significatifs (moins de 30 données)

PCM, ensemble des vagues

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 KÆSSLER, 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 KÆSSLER, 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 KÆSSLER, 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 KÆSSLER, 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 KÖSSLER, janvier 2002.
- 2002–02 *Strategic Knowledge Sharing in Bayesian Games : Applications.*
Frédéric KÖSSLER, janvier 2002.
- 2002–03 *Partial Certifiability and Information Precision in a Cournot Game.*
Frédéric KÖSSLER, 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 CO₂ 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.*

- 2004–09 Patrick LLERENA, André LORENTZ, février 2004.
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.

La présente liste ne comprend que les Documents de Travail publiés à partir du 1^{er} 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.