

# Comment les salariés perçoivent-ils la protection de l'emploi ?

Fabien Postel-Vinay et Anne Saint-Martin\*

---

À partir du *Panel européen* de 1999 et de l'enquête « *Work Orientations* » de l'ISSP (*International Social Survey Programme*) de 1997 on construit différents indicateurs du sentiment de sécurité de l'emploi pour 23 pays de l'OCDE qui sont ensuite confrontés à certaines mesures synthétiques des caractéristiques des institutions en vigueur sur les marchés du travail de ces pays. Une corrélation négative apparaît entre le sentiment de sécurité de l'emploi et l'indicateur OCDE de rigueur de la législation sur la protection de l'emploi. En outre, ce sentiment de sécurité de l'emploi est corrélé positivement à l'indicateur OCDE de générosité des systèmes d'indemnisation du chômage.

Les interprétations que l'on peut proposer de ces résultats restent spéculatives. Cependant, ils semblent indiquer que la protection de l'emploi, telle qu'elle est conçue dans les pays d'Europe continentale et telle qu'elle est mesurée par l'indicateur OCDE, ne serait pas une bonne protection contre *le sentiment* d'insécurité de l'emploi, rôle protecteur que semblerait bien jouer, en revanche, l'assurance-chômage.

---

*Les auteurs remercient Andrea Bassanini, Andrew Clark, Pierre Cahuc, Éric Maurin, Glenda Quintini, Jean-Marc Robin, Raymond Torres et deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques constructives sur cet article. Les auteurs gardent, bien entendu, l'entière responsabilité d'éventuelles erreurs ou imprécisions.*

\* Fabien Postel-Vinay appartient à PSE, Crest-Insee, CEPR et IZA (fpastel@pse.ens.fr et Anne Saint-Martin à l'OCDE (anne.saint-martin@oecd.org).

PSE (Paris-Jourdan Sciences Économiques) est une unité de recherche conjointe CNRS-EHESS-ENPC-ENS. Cet article ne représente que le point de vue des auteurs, il n'engage pas l'OCDE ni ses pays membres.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

**B**eaucoup d'économistes soutiennent qu'une protection de l'emploi plus sévère découragerait les licenciements mais aussi les embauches, et n'aurait qu'un effet ambigu et de faible ampleur sur le taux de chômage global. Ainsi, l'effet principal de la protection de l'emploi serait d'augmenter la durée moyenne du chômage et l'ancienneté moyenne en emploi. En un mot, la protection de l'emploi rendrait la barrière entre chômage et emploi plus imperméable. Ces conclusions, suggérées par plusieurs modèles théoriques utilisés pour l'analyse de ce problème (1), sont susceptibles d'être corroborées par l'examen des données (2). Si un certain nombre d'évaluations suggèrent que la protection de l'emploi pèserait à la fois sur les embauches et les licenciements, son effet sur le chômage reste mal établi sur le plan empirique : bien que certaines études concluent qu'elle aurait tendance à accroître le chômage, *nombreuses sont celles qui ne trouvent aucun effet significatif*.

Il n'existe, en revanche, que très peu de contributions empiriques abordant la question des effets de la protection de l'emploi sur le bien-être des agents économiques, même si cette question a déjà fait l'objet de certaines études théoriques. Tout d'abord, un débat a cours depuis assez longtemps sur le niveau efficace ou socialement optimal de protection de l'emploi face à telle ou telle imperfection de marché. Ces études, très majoritairement construites sur le modèle d'appariement de Mortensen et Pissarides (1994), concluent de façon récurrente que l'économie décentralisée aurait, en réalité, tendance à ne pas supprimer assez d'emplois, et que la protection de l'emploi – qui accentue cette tendance – serait donc un outil de politique économique inefficace. Elle pourrait, par exemple, réduire la capacité des entreprises à s'adapter à un environnement qui évolue très rapidement sous l'effet de la mondialisation, des nouvelles technologies et des changements organisationnels qui en résultent. Des contributions récentes viennent, cependant, nuancer ces conclusions, avançant que certaines dispositions relatives à la protection de l'emploi permettent de corriger le fait que les entreprises n'internalisent pas certains éléments du coût social des licenciements dans leurs décisions privées (cf. en particulier Cahuc et Jolivet, 2003 ; Blanchard et Tirole, 2004). Dans ce dernier cadre, l'équilibre de marché ferait apparaître trop de licenciements par rapport à ce qui serait souhaitable du point de vue de la collectivité, et taxer les licen-

ciements pourrait accroître à la fois l'efficacité économique et le bien-être collectif.

Reste que la protection de l'emploi pourrait creuser les inégalités entre les travailleurs employés et les chômeurs – qui subissent son effet sur les embauches et l'éventuel allongement de la durée moyenne de chômage qu'elle provoque. En outre, des études plus récentes sur l'économie politique des institutions, dont celles du marché du travail, s'interrogent sur les raisons pour lesquelles un degré de protection de l'emploi excessif par rapport à un optimum social pourrait émerger (Saint-Paul, 2000 ; Boeri *et al.*, 2003). Une des hypothèses force de ces études est que la protection de l'emploi est essentiellement soutenue par les travailleurs ayant un emploi – les *insiders*. Comme les *insiders* sont majoritaires dans l'économie, ce seraient eux qui décideraient du niveau de protection de l'emploi adopté, et ils auraient d'autant plus intérêt à protéger leurs emplois que le niveau de rente associé à cet emploi est élevé. Comme par ailleurs la protection de l'emploi, en renforçant la position des travailleurs dans les négociations avec les employeurs, est elle-même une source de rente, elle s'auto-renforce : plus les emplois des *insiders* sont protégés, plus ces derniers réclameraient de protection.

On examine, dans cet article, ce que les données peuvent apprendre sur la façon dont les agents économiques – en particulier les principaux concernés, c'est-à-dire les salariés du secteur privé – *perçoivent* la sécurité et la protection de l'emploi. Ces thèmes resurgissent assez régulièrement dans le débat public français, notamment à travers la question de « l'insécurité sociale » posée régulièrement au fil de l'annonce de plans sociaux. L'expression par les citoyens d'un sentiment fort d'insécurité de l'emploi à l'occasion de ces débats est de nature à orienter les choix du législateur. Il est donc important d'essayer de comprendre ce qui gouverne la formation de ce type de sentiment, et d'analyser la façon dont il est lié à la politique économique.

---

1. L'analyse théorique des effets agrégés de la protection de l'emploi a d'abord fait largement usage de modèles de demande de travail dynamique. Aujourd'hui, le cadre très majoritairement adopté pour cette analyse est le modèle d'appariement de Mortensen et Pissarides (1994), qui présente l'avantage de donner une représentation explicite, maniable et crédible des flux d'emplois et de travailleurs. On trouvera une présentation récente et complète de la littérature théorique sur la protection de l'emploi dans Cahuc et Zylberberg (2001).

2. Voir par exemple Addison et Teixeira (2003) pour une revue de la littérature empirique sur la protection de l'emploi.

Partant de données subjectives de satisfaction au travail (3), on construit trois indicateurs du « sentiment de sécurité de l'emploi » pour une vingtaine de pays de l'OCDE. Ces indicateurs sont ensuite reliés à une mesure de la « rigueur de la législation sur la protection de l'emploi » (OCDE, 1999). Le résultat important est que les trois indicateurs sont tous nettement *négativement corrélés* en coupe par pays avec la rigueur de la protection de l'emploi : les salariés les mieux protégés sont aussi ceux qui ont le plus fort sentiment d'insécurité de l'emploi. Bien que l'interprétation de cette corrélation, notamment en termes de causalité, soit délicate, ce résultat suggère que la protection de l'emploi n'est peut-être pas la meilleure réponse au problème – réel ou supposé, cf. OCDE (1997) – du sentiment croissant d'insécurité de l'emploi. Les indicateurs du sentiment de sécurité de l'emploi sont ensuite reliés à l'indicateur OCDE de générosité du système d'assurance-chômage. La corrélation observée est alors *positive*, à rigueur de la protection de l'emploi donnée. Ces résultats suggèrent que les systèmes d'indemnisation du chômage joueraient un vrai rôle assurantiel et constitueraient un filet de sécurité plus efficace – ou en tous cas perçu comme tel – que la protection de l'emploi.

## Mesurer le sentiment de sécurité de l'emploi

La manière dont les salariés perçoivent la protection de l'emploi peut être appréhendée au travers de questions relatives à la sécurité de l'emploi, présentes dans un certain nombre d'enquêtes nationales. Pour l'essentiel, la question posée peut se présenter sous deux formes différentes, revêtant un caractère plus ou moins général. D'une part, les individus peuvent être interrogés simplement sur *le risque de perdre leur emploi* et la plus ou moins forte probabilité qu'ils attribuent à cet événement. D'autre part, le questionnaire peut porter plus généralement sur *le degré de satisfaction vis-à-vis de la sécurité de l'emploi occupé au moment de l'enquête* (4).

### Peut-on mesurer le sentiment de sécurité de l'emploi ?

Toutes ces questions de satisfaction au travail ont un caractère subjectif évident et les enseignements que l'on peut en tirer, notamment en comparaisons internationales, ne vont pas de soi. Néanmoins, un certain nombre de travaux ont pu montrer qu'il était possible de relier le

sentiment exprimé par les individus vis-à-vis de la sécurité de l'emploi qu'ils occupent à des critères objectifs (Campbell *et al.*, 2001 ; Green *et al.*, 2000 ; Manski et Straub, 1999 ; OCDE, 1997 ; Deloffre et Rioux, 2004). Ainsi par exemple, l'âge et l'expérience acquise sur le marché du travail renforcent, en général, le sentiment de sécurité vis-à-vis de l'emploi, tout comme le fait d'être plus diplômé. À l'inverse, occuper un emploi à durée déterminée ou encore vivre dans une région fortement touchée par le chômage, vont de pair avec un sentiment d'insécurité relativement marqué. Et la perception des individus quant à la probabilité de perdre leur emploi semble en effet corrélée avec leur situation à venir (5). Tout cela suggère que ce type d'information, bien que subjectif, peut contribuer à une meilleure compréhension du fonctionnement des marchés du travail. Reste qu'il faut prendre quelques précautions quant aux conclusions que l'on peut tirer de l'analyse de ces données, la forte hétérogénéité des réponses au sein des populations interrogées ne pouvant être entièrement expliquée – loin s'en faut – à partir de critères objectifs dont on dispose par ailleurs (Manski et Straub, 1999).

Dans tout ce qui suit, on travaille sur deux échantillons d'individus occupant un emploi salarié dans le secteur privé à la date de leur interview. Le premier échantillon est extrait de la vague de 1999 du *Panel européen (European Community Household Panel – ECHP)*, qui comprend une question relative au degré de satisfaction vis-à-vis de la sécurité de l'emploi occupé. Le second échantillon est construit à partir des données du programme international d'enquêtes sociales, collectées en 1997 (*International Social Survey Programme – ISSP*) et contenant deux questions relatives à la sécurité de l'emploi : la première renvoie explicitement

3. Ce type de données suscite un intérêt croissant chez les économistes. Pour un aperçu des travaux sur les données de satisfaction au travail et les données subjectives de satisfaction au travail, on peut consulter les contributions fondatrices d'Easterlin (1974, 1995), ou plus récemment Clark (1996, 1997), ou Clark, Oswald et Warr (1996).

4. Ce dernier type de question s'inscrit dans une perspective beaucoup plus large que celle afférente au seul risque de perdre son emploi. Burchell *et al.* (1999) ont, par exemple, montré sur données britanniques qu'une part importante des salariés se déclarant sereins vis-à-vis du risque de perdre leur emploi pouvaient néanmoins se révéler très inquiets quant à l'évolution de leur statut et de leurs perspectives de promotion au sein de leur organisme employeur, et par là même, enclins à se déclarer non satisfaits vis-à-vis de la sécurité de leur emploi.

5. L'étude sur données britanniques de Campbell *et al.* (2001) souligne par exemple que 18 % des individus déclarant comme très probable la perte de leur emploi dans les 12 mois à venir se trouvent effectivement au chômage un an plus tard, situation qui ne se produit que dans 2 % des cas parmi les individus qui l'ont envisagée très improbable un an plus tôt.

au risque de perte d'emploi, tandis que la seconde demande un jugement sur la stabilité de l'emploi occupé. Ces deux sources de données, bien que d'origine et de conception très différentes, contiennent un grand nombre de variables relativement comparables, permettant ainsi de conduire une analyse similaire sur les deux échantillons (cf. encadré 1). L'intérêt de mobiliser plusieurs sources de données est double. D'une part, cela permet de prendre en compte un plus grand nombre de pays, recouvrant des marchés du travail dont les modes de fonctionnement et d'ajustement sont très différents. L'ISSP n'est en effet pas limité aux seuls pays européens de l'OCDE, mais couvre également l'Australie, la Nouvelle-Zélande, le Canada, les États-Unis, le Japon, et certains pays d'Europe centrale. D'autre part, cela permet de s'assurer, au moins dans une certaine mesure, de la robustesse des résultats.

### Un problème de sélection

Une remarque préliminaire doit être faite sur les deux échantillons issus de l'ECHP et de l'ISSP. Ceux-ci ne couvrent, en effet, que les travailleurs salariés dans le secteur privé au moment de leur interview, respectivement en 1999 et en 1997, et pour lesquels la variable d'intérêt sur le sentiment de sécurité de l'emploi n'est pas manquante – cette dernière sélection, qui ne concerne que très peu d'observations, étant considérée comme exogène. Il s'agit donc d'échantillons sélectionnés, dont sont absents les chômeurs, les salariés du secteur public et les travailleurs non salariés.

Cette sélection est susceptible d'influer sur les résultats de l'analyse, car il est très vraisemblable que la distribution des réponses aux trois questions sur la sécurité de l'emploi n'est pas la même dans cette population, non observée, des absents de l'échantillon (chômeurs, salariés du public, etc.) que dans celle, observée, des présents dans l'échantillon (salariés du privé). Pis : la protection de l'emploi (LPE), objet central de l'analyse à venir, affecte les flux sur le marché du travail et donc la mobilité des travailleurs entre l'état de salarié du privé et les états de chômeur, de salarié du public, etc.

Il faut donc garder cette réserve à l'esprit, tout en ajoutant qu'il est possible, en exploitant la dimension longitudinale du *Panel européen*, de corriger, dans une certaine mesure, les effets de ce type de sélection. C'est ce que font Clark et Postel-Vinay (2004), qui montrent, au prix de complications techniques considérables, que

des biais de sélection assez importants existent bel et bien, sans toutefois être suffisants pour contredire les résultats obtenus et exposés ici.

### Comparaison des réponses aux différentes questions sur la sécurité de l'emploi

À partir de chacune des trois questions décrites dans l'encadré 1, on peut construire un premier indicateur, simple, du sentiment de sécurité de l'emploi en prenant la réponse moyenne donnée dans chaque pays. Cet indicateur – dont la valeur et l'écart-type sont donnés pour chacune des trois questions dans le tableau 1 – permet, en particulier, de juger la cohérence des réponses données à ces trois questions. À cette fin, le graphique I montre, en outre, les corrélations en coupe entre les trois mesures moyennes du sentiment de sécurité de l'emploi ainsi construites pour chaque pays.

Une certaine cohérence apparaît entre les trois mesures moyennes du sentiment de sécurité de l'emploi. Si on se réfère d'abord à la correspondance entre les échantillons ECHP et ISSP pour les pays communs aux deux sources, dans l'ensemble les grandes tendances sont les mêmes d'une source à l'autre : les salariés des pays « latins » (Portugal, Italie, France, Espagne) sont globalement moins satisfaits que leurs homologues des pays nordiques (Pays-Bas, Danemark), le Royaume-Uni occupant une position intermédiaire. Toutefois, au sein des pays « latins », le classement est assez instable : très regroupés autour d'une valeur moyenne de satisfaction relativement basse au sein de l'ECHP, ces pays sont beaucoup plus dispersés lorsque la satisfaction vis-à-vis de la sécurité de l'emploi est mesurée à partir des données ISSP. Cela peut sans doute être partiellement attribué à l'imprécision de la réponse moyenne estimée par la moyenne empirique sur l'échantillon, dans le cas de l'enquête ISSP où le nombre d'observations par pays est faible.

Enfin, au sein même de l'échantillon ISSP, les deux mesures construites sont positivement corrélées entre elles, la peur de perdre son emploi devant en toute logique participer d'un sentiment global d'insécurité vis-à-vis de l'emploi plus marqué (6).

6. Il est intéressant de noter que, dans cet ensemble, la France occupe une situation particulière avec une valeur moyenne de satisfaction générale vis-à-vis de la sécurité de l'emploi particulièrement basse par rapport aux craintes que les Français expriment face à la possibilité de perdre leur emploi. Une partie de l'explication réside sans doute dans le fait que le climat social, fragilisé par la crise de 1995, n'était pas propice à un sentiment global de sécurité dans l'emploi, d'autant que le taux de chômage s'était stabilisé depuis plusieurs années à un niveau élevé.

## LES DONNÉES DU PANEL EUROPÉEN ET DE L'ISSP

### **Le Panel européen : un panel longitudinal d'individus et de ménages**

Le *Panel européen* (*European Community Household Panel – ECHP*) est un panel de données relatives aux individus et aux ménages comprenant 8 vagues annuelles allant de 1994 à 2001 et couvrant au total 12 à 14 pays de l'Union européenne. Il est conçu comme une enquête ménage traditionnelle, avec la double particularité de ne pas être un panel rotatif (les individus sont suivis tout au long des huit années) et surtout d'être harmonisé *ex ante* entre les pays par un questionnaire commun (1).

Outre les variables traditionnellement présentes dans les enquêtes ménage nationales (caractéristiques individuelles, revenus, questions relatives à l'état de santé, au logement, etc.), le *Panel européen* contient un certain nombre de questions de nature sociologique sur les relations personnelles et les activités extra-professionnelles des personnes répondant à l'enquête, ainsi que des questions de satisfaction. Au sein de cette dernière série de questions, l'une d'entre elles concerne le sentiment qu'ont les enquêtés sur le niveau de sécurité de l'emploi qu'ils occupent. Précisément, la question est posée comme suit : « *Pourriez-vous indiquer, sur une échelle allant de 1 (pas satisfait du tout) à 6 (très satisfait), votre degré de satisfaction pour chacun des points suivants ?* », l'un des points cités étant : « la sécurité de votre emploi ».

Les enquêtés étaient donc invités à répondre sur une échelle de 1 à 6. Comme il arrive souvent pour les questions de satisfaction au travail, les réponses les plus négatives (1 et 2) n'ont été données que relativement peu fréquemment. Les modalités 1 et 2 ont donc été regroupées en une seule.

De ce panel, on a extrait la vague 6 qui correspond à l'année 1999 et qui coïncide le mieux avec l'indicateur OCDE de rigueur de la protection de l'emploi utilisé (2). Sur les 15 pays initialement présents, 12 seulement ont été retenus car la variable d'intérêt (la satisfaction vis-à-vis de la sécurité de l'emploi) est manquante pour l'Allemagne, le Luxembourg et la Suède. En outre, le Royaume-Uni a quitté l'ECHP en 1997, et les données britanniques disponibles dans le panel après cette date proviennent en fait du *British Household Panel Survey* (BHPS). Bien qu'elles aient été harmonisées, les données britanniques ne sont donc pas construites de la même manière que celles des autres pays.

Enfin, dans cette vague 6, on ne garde que les salariés du secteur privé âgés de 18 à 65 ans, ayant effectivement répondu à la question sur la « satisfaction vis-à-vis de la sécurité de l'emploi ». Cela laisse une coupe de 26 210 salariés, répartis par nationalité comme indiqué dans le tableau 1.

### **Les données de l'ISSP : des enquêtes à thème**

L'ISSP (*International Social Survey Programme*) publie chaque année une enquête à thème conduite parallèlement

dans chacun de ses pays membres. Le thème de l'enquête change chaque année, mais l'enquête de 1997 intitulée « *Work Orientations II* » était centrée sur les conditions de travail (3). Elle contient, en particulier, deux questions relatives à la satisfaction vis-à-vis de la sécurité de l'emploi.

La première (ISSP1) renvoie explicitement au risque de perte d'emploi :

« *Êtes-vous inquiets quant à la possibilité de perdre votre emploi ?* »

*Je suis très inquiet – Je suis relativement inquiet – Je suis un peu inquiet – Je ne suis pas inquiet »*

Les différentes modalités ont été recodées sur une échelle de 1 à 4, de façon cohérente avec le codage de la question du *Panel européen*. Ainsi, la modalité 1 correspond à la réponse la plus négative (« *Je suis très inquiet* »).

La seconde question (ISSP2) demande un jugement sur le caractère stable de l'emploi occupé :

« *Dans quelle mesure êtes-vous en accord ou non, au sujet de votre emploi, avec l'affirmation suivante : mon emploi est sûr.* »

*Tout à fait d'accord – D'accord – Ni en accord, ni en désaccord – Pas d'accord – Pas du tout d'accord »*

Les enquêtés avaient ainsi le choix parmi 5 modalités recodées sur une échelle allant de 1 à 5 (sans qu'il soit ici nécessaire de regrouper certaines modalités), où de manière cohérente avec les variables précédentes, la modalité 1 correspond au cas des individus jugeant leur emploi fortement instable (« *Pas du tout d'accord* »).

Outre ces deux questions, l'enquête ISSP de 1997 renseigne aussi sur un certain nombre de caractéristiques individuelles. Sur ce dernier aspect, l'enquête ISSP est cependant notablement moins riche que le *Panel européen*. La diversité des variables disponibles y est beaucoup moins grande, et la qualité de ces variables est inégale entre les pays. L'harmonisation est en outre très imparfaite pour un certain nombre d'entre elles, notamment les variables de revenus, d'occupations ou de niveaux d'éducation. On a opéré sur les données de l'ISSP la même sélection (sur l'âge et le statut de salarié du secteur privé) que celle opérée sur les données du *Panel européen*. On dispose ainsi

→

1. Pour plus de détails sur l'ECHP, on pourra se reporter au numéro spécial 349-350 de la revue *Économie et Statistique* (2001) consacré à ce panel.

2. La robustesse des résultats obtenus a été vérifiée en reproduisant les régressions sur les vagues 1997 et 2001. Les résultats, qualitativement très semblables, sont disponibles sur demande aux auteurs.

3. Une première enquête sur le même thème, « *Work Orientations I* », ayant été mise sur pieds en 1989.

Tableau 1  
**Nombre d'observations par pays et valeurs moyennes des réponses aux trois questions**

Pays	Nombre d'observations			Indicateurs « simples »		
	ECHP	ISSP1	ISSP2	ECHP	ISSP1	ISSP2
Allemagne	-	565	536	-	2,669 (0,040)	3,474 (0,049)
Autriche	1 774	-	-	3,852 (0,041)	-	-
Belgique	1 974	-	-	3,585 (0,039)	-	-
Canada	-	238	243	-	3,227 (0,053)	3,465 (0,069)
Danemark	1 299	296	297	3,771 (0,048)	3,405 (0,047)	4,013 (0,071)
Espagne	3 066	213	219	3,108 (0,031)	2,244 (0,077)	3,265 (0,086)
États-Unis	-	678	672	-	3,335 (0,032)	3,762 (0,039)
Finlande	1 721	-	-	3,516 (0,042)	-	-
France	2 893	402	406	3,083 (0,032)	2,803 (0,054)	2,756 (0,059)
Grèce	1 314	-	-	2,575 (0,048)	-	-
Hongrie	-	263	264	-	3,027 (0,055)	3,303 (0,066)
Irlande	1 056	-	-	3,801 (0,054)	-	-
Italie	2 757	206	208	2,996 (0,033)	2,942 (0,066)	3,534 (0,077)
Japon	-	467	454	-	3,328 (0,037)	3,740 (0,064)
Norvège	-	638	641	-	3,508 (0,031)	3,736 (0,037)
Nouvelle-Zélande	-	549	539	-	3,166 (0,039)	3,447 (0,046)
Pays-Bas	2 995	796	769	3,775 (0,022)	3,438 (0,030)	3,627 (0,036)
Pologne	-	149	142	-	2,866 (0,085)	3,289 (0,090)
Portugal	3 118	482	479	2,988 (0,031)	2,446 (0,050)	3,355 (0,068)
République tchèque	-	292	293	-	2,705 (0,049)	3,464 (0,060)
Royaume-Uni	2 243	309	307	3,425 (0,037)	3,029 (0,054)	3,420 (0,061)
Suède	-	360	354	-	3,219 (0,049)	3,571 (0,057)
Suisse	-	1 385	1 338	-	3,035 (0,023)	3,575 (0,028)
<b>Total</b>	<b>26 210</b>	<b>8 288</b>	<b>8 161</b>	-	-	-

Lecture : l'écart-type de l'indicateur figure entre parenthèses.

#### Encadré 1 (suite)

de deux coupes d'environ 8 200 salariés de 18 pays différents (cf. tableau 1 pour la répartition par pays).

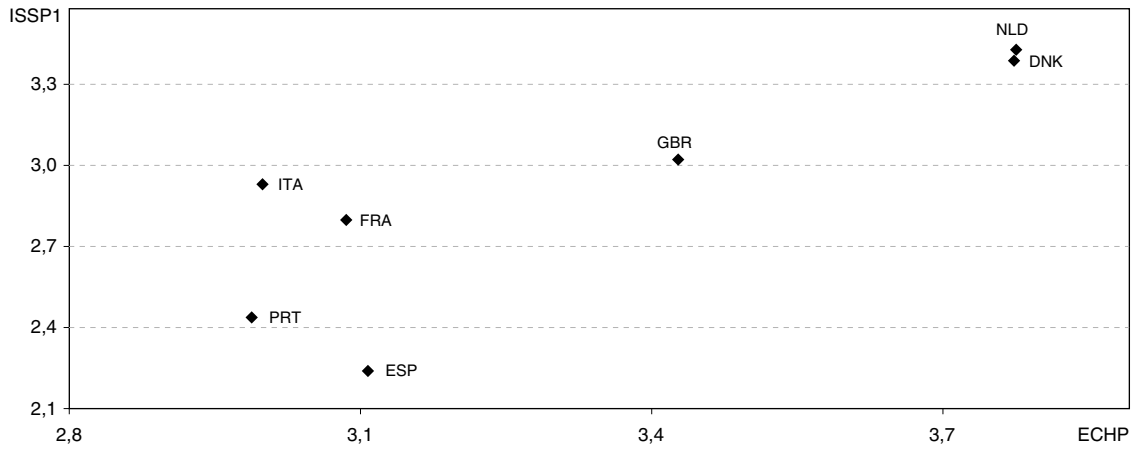
L'avantage de l'enquête ISSP par rapport au *Panel européen* est le plus grand nombre et la plus grande variété de pays qu'elle recouvre. Son principal inconvénient est la moindre qualité des variables de caractéristiques individuelles utilisées pour construire les indicateurs du sentiment de sécurité de l'emploi, et

surtout son plus petit nombre d'observations par pays (4). Au total, ces deux sources contiennent des informations comparables, et se complètent utilement.

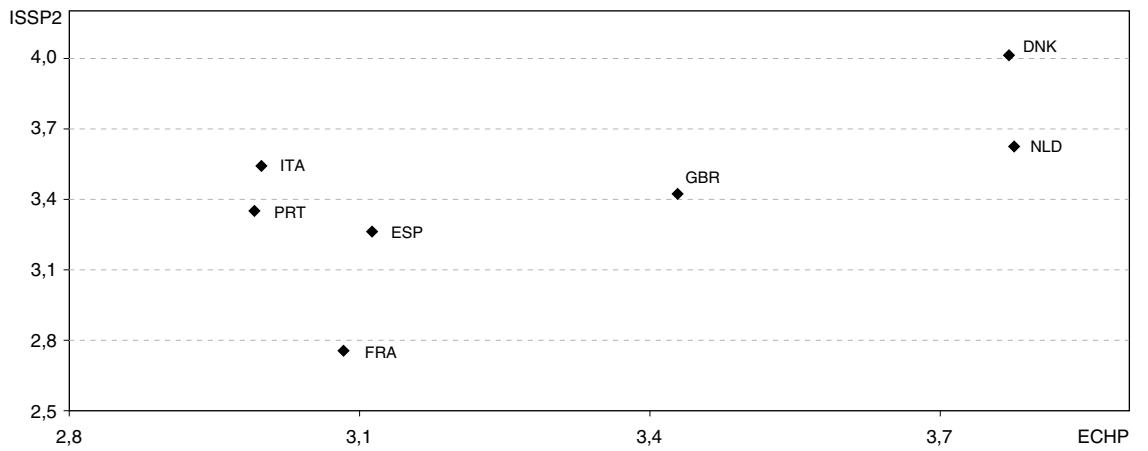
4. Sur ce point, on peut s'inquiéter de l'étonnante surreprésentation des Suisses dans l'enquête ISSP. Celle-ci n'affecte pas cependant les résultats, qui restent très proches si l'on supprime la Suisse des échantillons.

Graphique I  
**Sentiment moyen de sécurité de l'emploi, mesuré à partir de différentes sources de données et différents types de questionnement**

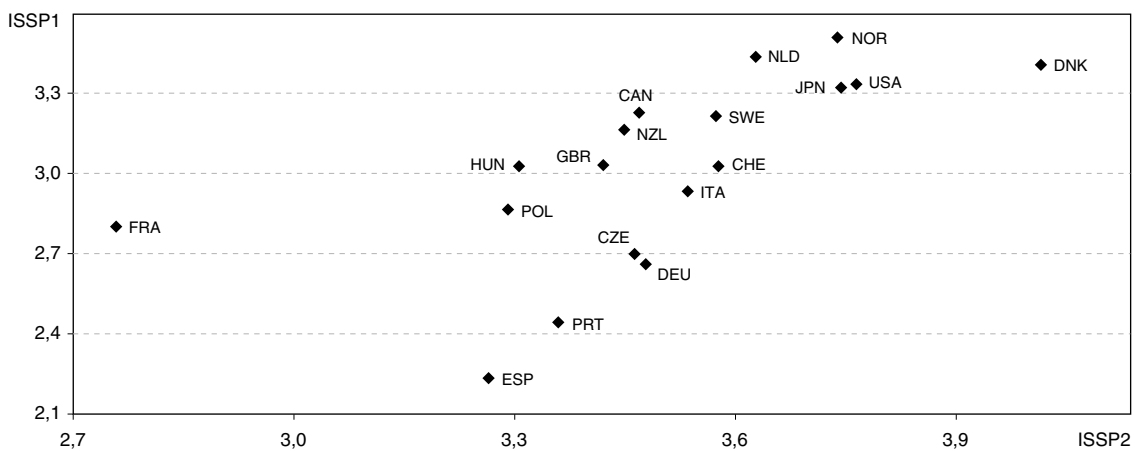
**A - ISSP1 et ECHP**



**B - ISSP2 et ECHP**



**C - ISSP1 et ISSP2**



## Sentiment de sécurité de l'emploi et institutions du marché du travail

On dispose donc de trois mesures différentes de ce que l'on peut appeler le sentiment de sécurité de l'emploi. Ces mesures, simples, sont relativement cohérentes entre elles. La question de savoir comment elles sont liées aux institutions du marché du travail des différents pays présents dans les échantillons, et en particulier à la législation sur la protection de l'emploi, vient naturellement à l'esprit.

### Le sentiment de sécurité de l'emploi semble négativement relié à la rigueur de la LPE...

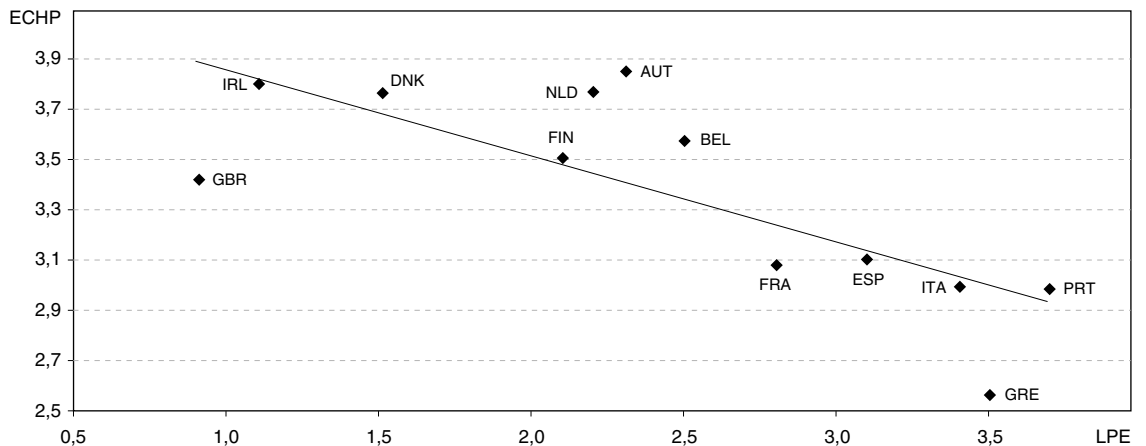
Pour ébaucher une réponse à la question posée ici, à savoir comment les salariés perçoivent la

protection de l'emploi, on examine le lien qui existe entre l'indicateur OCDE de rigueur de la LPE (cf. encadré 2) et les trois mesures du sentiment de sécurité de l'emploi retenues. Ce lien semble être, de prime abord, une corrélation négative (cf. graphique II). En première analyse, les salariés des pays où la LPE est la plus rigoureuse seraient aussi ceux qui ont le plus fort sentiment d'insécurité de l'emploi.

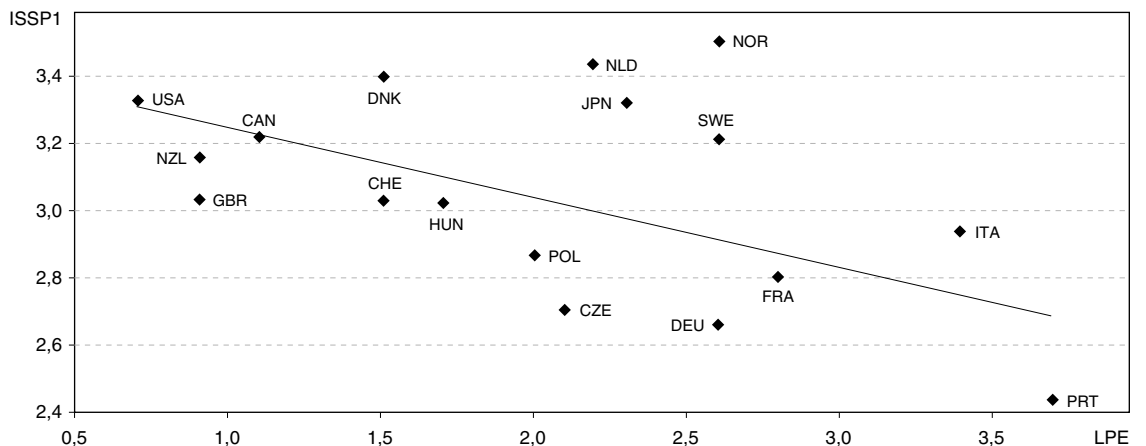
Toutefois, si les trois indicateurs du sentiment de sécurité de l'emploi ont évidemment le mérite de la simplicité, leur caractère totalement inconditionnel les rend fragiles. En effet, la perception de la sécurité de l'emploi peut être influencée par différentes caractéristiques personnelles des individus, des éléments de leur histoire sur le marché du travail, ou encore certaines des caractéristiques de l'emploi occupé ou tout simplement l'état du segment du marché du travail sur lequel ils se trouvent. Des diffé-

Graphique II  
Rigueur de la LPE et sentiment moyen de sécurité dans l'emploi

#### A - LPE et ECHP



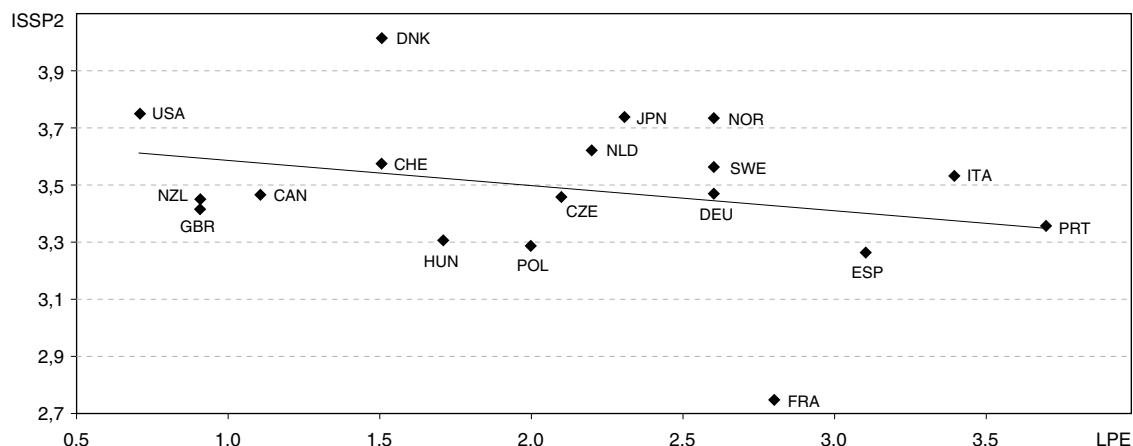
#### B - LPE et ISSP1





Graphique II (suite)

**C - LPE et ISSP2**



**Encadré 2**

**L'INDICATEUR OCDE DE LA RIGUEUR DE LA LÉGISLATION DE LA PROTECTION DE L'EMPLOI (LPE)**

La législation relative à la protection de l'emploi (LPE) correspond à l'ensemble des dispositions régissant les processus de recrutement et de licenciement. Ces normes sont établies par la législation du travail et/ou résultent d'accords ou de conventions collectives, et la manière dont elles sont appliquées dépend également de l'interprétation qui en faite par les tribunaux.

**Un indicateur synthétique**

L'indicateur synthétique de la rigueur de la LPE le plus utilisé dans la littérature récente sur le sujet est sans aucun doute celui que l'OCDE a construit à la fin des années 1990 (cf. OCDE, 1999, chapitre 2). En fait, la version originale de cet indicateur est due à Grubb et Wells (1993), qui fondaient leur indicateur sur la LPE observée à la fin des années 1980 dans un échantillon de pays de l'OCDE. Cet indicateur a été modifié, enrichi et mis à jour à la fin des années 1990, puis en 2004. La version publiée en 1999 est en réalité construite en s'appuyant sur la législation en vigueur à la « fin des années 90 », et s'apparie donc vraisemblablement bien aux deux échantillons utilisés ici et qui datent de 1997 et 1999. Cet indicateur de protection de l'emploi se fonde essentiellement sur les dispositions législatives, mais intègre également certains aspects des dispositions contractuelles et de la jurisprudence. Il s'appuie sur trois principales composantes de la LPE, à savoir la protection des travailleurs réguliers ou permanents contre les licenciements (individuels), les procédures particulières concernant les licenciements collectifs et la réglementation touchant l'emploi temporaire.

Les mesures de protection de l'emploi dont bénéficient les travailleurs titulaires de contrats de travail réguliers sont décrites à travers trois principales dimensions :

1. les dispositions fixant les conditions dans lesquelles un licenciement est « justifié » ou « abusif », et les

sanctions prévues en cas de non-respect de ces règles de base ;

2. les procédures de notification que l'employeur doit respecter lorsqu'il entame le processus de licenciement ;

3. les dispositions relatives aux délais de préavis et aux indemnités de licenciement. La composante relative aux licenciements collectifs rend compte des délais et procédures venant s'ajouter à ceux qui s'appliquent en cas de licenciements individuels et à elle seule, ne reflète donc pas la rigueur globale de la réglementation visant les licenciements collectifs. Enfin, les dispositions relatives à l'emploi temporaire sont décrites au travers des restrictions imposées aux entreprises en termes de motifs ou de types de travail pour lesquels le recours aux CDD ou à l'intérim est autorisé et des limitations prévues en ce qui concerne la durée des contrats concernés.

Ces différentes dimensions de l'indicateur synthétique de rigueur de la LPE sont étroitement liées et demandent à être considérées dans leur ensemble plutôt que séparément (cf. OCDE (2004), chapitre 2). Par exemple, les diverses dispositions participant de la rigueur de la réglementation relative au licenciement de travailleurs permanents sont complémentaires les unes des autres, et de fait, positivement corrélées. Des règles exigeantes en matière de délais de préavis et d'indemnités de licenciement semblent en effet aller de pair avec des procédures plus lourdes et des difficultés de licenciement relativement marquées. L'application effective de règles contraignantes concernant les délais de préavis et les indemnités de licenciement exige sans doute un contrôle plus étroit du comportement des employeurs, ce qui suppose davantage de procédures et de sanctions. Faute de quoi, les employeurs pourraient être incités à ne pas invoquer le véritable motif du licenciement (et à alléguer, par exemple, la faute du salarié) pour éviter les conséquences financières de celui-ci.

rences inter-pays de distributions de ces variables peuvent aussi venir « polluer » ces indicateurs de perception de la sécurité de l'emploi et biaiser les comparaisons entre pays. Ainsi par exemple, on sait que les pays dont la LPE est plus rigoureuse ont aussi tendance à avoir davantage recours aux contrats temporaires. Comme il est vraisemblable que les titulaires de contrats temporaires perçoivent leur emploi comme relativement instable, et ce d'autant plus que la protection des emplois stables est stricte dans leur pays, une part de la corrélation négative est sans doute due à la plus grande proportion de titulaires d'emplois temporaires dans les pays où la LPE est plus stricte (cf. graphique II).

Cette corrélation négative entre sentiment de sécurité de l'emploi et rigueur de la LPE pourrait donc être partiellement ou même entièrement due à des différences de composition de la population employée entre pays, cette composition étant vraisemblablement elle-même influencée par la LPE. L'évaluation de l'importance de ces effets de composition s'impose donc.

### ... et cette relation résiste à l'introduction de variables de contrôle

Les données dont on dispose permettent de construire de nouveaux indicateurs du sentiment de sécurité de l'emploi tenant compte des effets d'un certain nombre de caractéristiques individuelles et/ou de l'emploi occupé. L'introduction de variables de contrôle permet, en particulier, de corriger des effets de composition, ou tout au moins d'une partie d'entre eux. Plus précisément, les indicateurs contrôlés que l'on cherche à obtenir ( $I_{ECHP}$ ,  $I_{ISSP1}$  et  $I_{ISSP2}$ ) sont construits à partir du modèle *probit* ordonné détaillé dans l'encadré 3. Il s'agit essentiellement de régresser les variables de sentiment de sécurité de l'emploi, c'est-à-dire les variables contenant les réponses aux questions exposées dans l'encadré 1, sur un certain nombre de variables (caractéristiques individuelles, caractéristiques de l'emploi occupé, taux de chômage catégoriel, etc. – cf. encadré 3 pour une liste complète) et sur des indicatrices pays. Pour un pays donné, les indicateurs  $I_{ECHP}$ ,  $I_{ISSP1}$  et  $I_{ISSP2}$  correspondent alors au coefficient de l'indicatrice de ce pays. Ils sont « nets » de l'influence de toutes les autres variables introduites dans les régressions.

Le tableau 2 regroupe quelques coefficients estimés pour certaines des variables de contrôle introduites dans la régression (on a omis les

indicatrices d'occupation et de niveaux d'études, le tableau contenant le résultat de la régression complète étant disponible sur demande aux auteurs) (7). Dans la plupart des cas, l'influence des variables considérées sur le sentiment de sécurité de l'emploi est conforme à l'intuition et ne vient pas contredire les résultats des travaux précédents sur le sujet. Par ailleurs, malgré la moindre qualité supposée et la moindre diversité des variables de contrôle dans l'enquête ISSP, les résultats sont qualitativement identiques quelle que soit la source de données utilisée ou la mesure du sentiment de sécurité de l'emploi considérée.

Tout d'abord, le taux de chômage catégoriel influence négativement ce sentiment. Si ce taux de chômage est un indicateur de l'état du marché du travail sur lequel l'individu vend ses services, il est naturel que les individus soient plus inquiets lorsqu'ils font face à un marché du travail déprimé. On retrouve ici une dépendance classique des indicateurs de satisfaction à la conjoncture (8).

De façon peu surprenante, les titulaires d'un contrat à durée indéterminée sont très significativement moins inquiets face au risque de perte d'emploi que les titulaires d'un contrat temporaire. De même, l'estimation montre que les individus ayant fait l'expérience d'un épisode de chômage dans les cinq ans précédant l'enquête sont significativement plus inquiets, l'indicatrice correspondante n'étant malheureusement disponible que dans le *Panel européen*. Que ces individus soient plus « échaudés » que ceux qui n'ont pas connu le chômage récemment n'est guère étonnant. En outre, il se peut

7. On peut faire à ce stade une remarque préliminaire sur les résultats présentés dans le tableau 2. Aucune des variables de contrôle n'interagit avec l'effet pays (cf. aussi l'encadré 3). On fait donc implicitement l'hypothèse très forte que la rigueur de la LPE n'influence pas l'impact des variables de contrôle sur le sentiment de sécurité de l'emploi. Cette hypothèse peut paraître particulièrement invraisemblable pour des variables telles que l'indicatrice de contrat temporaire, ou encore l'ancienneté en emploi. Comme indiqué dans l'encadré 3, le fait de lever cette hypothèse en croisant les variables de contrôle avec l'indicatrice pays ne change pas qualitativement les résultats (d'une certaine façon, il les renforce même car il conduit à une corrélation négative encore plus marquée entre rigueur de la LPE et sentiment de sécurité de l'emploi). On a choisi de ne pas présenter les résultats de cette estimation « avec interactions », d'une part parce que cela multiplierait le nombre de coefficients estimés à présenter sans réel apport d'information, et d'autre part parce que le grand nombre de coefficients à estimer dans ce cas, combiné au faible nombre d'observations par pays, diminue très sensiblement la précision de l'estimation.

8. On aimerait ici avoir un indicateur local de la durée moyenne du chômage, celle-ci étant sans doute une meilleure mesure du coût individuel associé à la perte d'emploi. Malheureusement, il est difficile de construire un indicateur fiable de cette durée moyenne à partir des données dont on dispose, notamment en raison du très faible nombre d'observations par cellule (région\* niveau d'éducation) d'épisodes de chômage non censurés.

### Encadré 3

#### CONSTRUCTION DES INDICATEURS $I_{EHP}$ , $I_{ISSP1}$ , $I_{ISSP2}$

Notons  $s_i^*$  le niveau de satisfaction (latent) atteint par l'individu. On postule le modèle suivant :

$$s_i^* = c_i' \alpha + x_i' \beta + \varepsilon_i$$

où  $c_i$  est un vecteur d'indicatrices pays –  $c_i = (c_{i1}, \dots, c_{i12})$  où  $c_{ik} = 1$  si l'individu  $i$  est un salarié du pays  $k$ , zéro sinon – et où  $x_i$  un ensemble de variables de contrôle, dont le contenu sera précisé plus bas. En outre,  $\varepsilon_i$  est une variable aléatoire orthogonale aux  $x_i$  et aux  $c_i$ , suivant une loi normale centrée réduite  $N(0, 1)$ .

Chaque individu  $i$  peut reporter un niveau de satisfaction  $s_i$  compris entre 1 et 5. On définit alors six seuils :

$(\sigma_0, \dots, \sigma_5)$ ,  $-\infty = \sigma_0 < \dots < \sigma_5 = +\infty$  tels que l'on observe  $s_i$  selon la règle suivante :

$$s_i = k \text{ si et seulement si } \sigma_{k-1} \leq s_i^* < \sigma_k.$$

On a donc :

$$\text{Prob}(s_i = k | x_i, c_i) =$$

$$N(\sigma_k - c_i' \alpha - x_i' \beta) - N(\sigma_{k-1} - c_i' \alpha - x_i' \beta),$$

où  $N$  désigne la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

Le modèle est estimé par maximum de vraisemblance, et la valeur du coefficient  $\alpha$  pour un pays donné est retenue comme valeur de l'indicateur du sentiment de sécurité de l'emploi pour ce pays.

Il reste à préciser l'ensemble des variables de contrôle retenues dans  $x_i$ . Pour des raisons de disponibilité de certaines d'entre elles, cet ensemble n'est pas exactement le même pour les données du *Panel européen* et pour celles de l'enquête ISSP. Dans le *Panel européen* (indicateur  $I_{EHP}$ ), ces variables sont l'âge et son carré, le sexe, l'ancienneté dans l'emploi et son carré, 9 indicatrices d'occupation, 3 indicatrices de niveau d'éducation (groupes ISCED), le log du salaire horaire (ajusté de la PPA pour être rendu comparable d'un pays à l'autre), une variable indiquant si l'emploi occupé est à durée indéterminée ou non, une variable indiquant s'il est à temps plein ou à temps partiel, le taux de chômage local (1), et une indicatrice d'existence d'un épisode de chômage dans les 5 années précédant l'enquête. Dans l'enquête ISSP (indicateurs  $I_{ISSP1}$  et  $I_{ISSP2}$ ), ni l'occupation, ni l'ancienneté en emploi, ni l'indicatrice de passage récent par le chômage ne sont disponibles. En outre, les revenus ne sont disponibles que par tranches (plus ou moins fines selon les pays), et

sont peu comparables d'un pays à l'autre. On a donc choisi d'utiliser la position des individus dans la distribution des revenus de leur pays. Enfin, les niveaux d'éducation renseignés dans l'enquête ISSP ne sont pas harmonisés entre les pays. On a choisi de construire, à partir des classifications propres à chaque pays, une classification unique en trois niveaux calquée sur les groupes ISCED disponibles dans le *Panel européen*.

Aucun des deux échantillons ne comporte de renseignements fiables sur le secteur d'activité. D'autre part, le *Panel européen* comporte quelques variables se rapportant aux caractéristiques non pécuniaires de l'emploi occupé (notamment conditions de travail et pénibilité du trajet vers le domicile), mais ces variables sont soit très mal renseignées, soit très subjectives : il s'agit, le plus souvent, de questions de type « satisfaction au travail », dont la formulation est très similaire à la question sur la sécurité de l'emploi utilisée dans l'article. De fait, les réponses à toutes ces questions de type « satisfaction au travail » sont très fortement corrélées entre individus. L'inclusion de telles variables dans l'ensemble des régresseurs (dans l'idée de capter l'impact sur le sentiment de sécurité de l'emploi de caractéristiques non pécuniaires de l'emploi) poserait donc d'énormes problèmes d'endogénéité.

En outre, dans les résultats présentés ici, aucune de ces variables de contrôle n'est croisée avec l'indicatrice pays. On présuppose donc qu'elles ont un impact identique sur la satisfaction dans tous les pays. Les seuils du *probit* (les  $\sigma_k$ ) sont également communs à tous les pays. Plus précisément, la présence des indicatrices pays permet en fait à ces seuils de différer d'une constante d'un pays à l'autre. C'est exactement cette différence (qui a l'avantage d'être un scalaire) qui sert d'indicateur.

Estimer un modèle moins contraint, en inter-agissant toutes les variables de contrôle avec les indicatrices pays donne des résultats qualitativement semblables à ceux obtenus. Ils sont cependant plus fragiles, car le grand nombre de paramètres à estimer dans ce cas rend l'estimateur de « l'effet pays », qui nous intéresse au premier chef, très imprécis, en particulier pour l'enquête ISSP étant donné le petit nombre d'observations par pays disponibles dans cette dernière.

1. Calculé à partir des données EHP comme la proportion d'individus actifs au chômage (au sens du BIT) par région (agrégats NUTS) et niveaux d'éducation (3 groupes de niveaux ISCED).

que cette indicatrice capte, dans une certaine mesure, une population plus à risques que la moyenne (9).

Le coefficient de la variable de sexe est négatif et significatif (10), ce qui implique que les hommes sont plus inquiets que les femmes face au risque de perdre leur emploi. On peut y voir un phénomène culturel, les hommes se percevant peut-être comme la principale source de revenu de leur foyer.

L'inquiétude face au risque de perte d'emploi augmente avec l'âge. Ce résultat est classique dans l'étude des questions de satisfaction au travail (Clark *et al.*, 1996). Les travailleurs plus âgés perçoivent peut-être le chômage comme plus coûteux, étant donnée la décroissance des taux de sortie du chômage avec l'âge. Au contraire, les travailleurs de plus grande ancienneté se sentent davantage en sécurité (cette variable étant malheureusement indisponible dans l'enquête ISSP). Ici encore, ce résultat est intuitif : les travailleurs de plus grande ancienneté sont ceux qui ont accumulé le plus de capital humain spécifique, et ce sont également ceux, dans de nombreux pays, qui sont les plus coûteux à licencier pour l'entreprise en raison des dispositions légales sur la protection de l'emploi. Pour ces deux raisons au moins, la valeur nette d'un salarié pour son employeur est, toutes choses égales par ailleurs, croissante

avec son ancienneté. Les salariés semblent être conscients de cette relation croissante.

Le salaire horaire influence positivement la satisfaction vis-à-vis de la sécurité de l'emploi. Ce résultat ne va pas complètement de soi. D'un côté, un salaire plus élevé traduit sans doute une productivité plus élevée et donc une moindre exposition au risque de perte d'emploi. De l'autre, le coût associé à la perte d'un emploi bien rémunéré peut être perçu comme plus élevé. Ici le premier argument semble l'emporter sur le second (11).

9. Concernant ces deux variables (contrat temporaire et épisode de chômage récent), il faut signaler qu'un problème de sélection semblable à ceux évoqués précédemment se retrouve potentiellement ici. Par exemple, on peut imaginer que des individus naturellement plus inquiets ont tendance à se sélectionner autant que possible dans des emplois moins précaires, ou, au contraire, que des individus plus « détendus » ont davantage de facilité à trouver des emplois stables. Pour une étude et un traitement de ces problèmes de sélection, voir (Clark et Postel-Vinay, 2004).

10. Au seuil de 10 % pour la question ISSP1.

11. Sans pousser trop loin l'interprétation structurelle de ces régressions, on peut là aussi s'inquiéter du caractère potentiellement endogène du salaire. En effet, il se peut que des chocs de productivité affectent simultanément le salaire et le sentiment de sécurité de l'emploi, ou encore que les individus tendant à être plus « inquiets » en général soient aussi moins productifs. Suivant le type d'endogénéité supputée, on peut y remédier par des méthodes de variables instrumentales ou encore en tirant parti de la dimension longitudinale du Panel européen (pour cette dernière approche, voir (Clark et Postel-Vinay, 2004)). L'application de ce type de méthode à un modèle probit soulève des difficultés importantes dépassant le cadre principalement descriptif de cet article. Cela dit, l'omission de la variable de salaire dans le modèle ne change que très marginalement les coefficients estimés du tableau 2. On trouvera en outre une discussion sur les relations entre salaire et sentiment de sécurité de l'emploi sur données britanniques dans Blanchflower (1991).

Tableau 2  
Effets de certaines variables sur le « sentiment de sécurité de l'emploi »

Variable	Coefficients		
	ECHP	ISSP1	ISSP2
Taux de chômage catégoriel	- 1,453 (0,185)	- 0,922 (0,250)	- 0,806 (0,243)
Sexe (1 = homme ; 0 = femme)	- 0,061 (0,017)	- 0,056 (0,032)	- 0,072 (0,030)
Âge	- 0,529 (0,048)	- 0,673 (0,087)	- 0,361 (0,082)
Âge <sup>2</sup>	0,059 (0,006)	0,079 (0,011)	0,044 (0,010)
Indicatrice « travail à temps plein »	- 0,018 (0,027)	- 0,132 (0,042)	0,098 (0,040)
Indicatrice « contrat à durée indéterminée »	0,910 (0,022)	0,145 (0,037)	0,287 (0,036)
Logarithme du salaire horaire (dans le cas de l'enquête ECHP) ou quantile de revenu (dans le cas de l'enquête ISSP)	0,173 (0,021)	0,271 (0,055)	0,194 (0,053)
Ancienneté	0,017 (0,004)	-	-
Ancienneté <sup>2</sup>	- 0,001 (0,000)	-	-
Indicatrice « passage par le chômage »	- 0,091 (0,018)	-	-
Indicatrice « adhésion à un syndicat »	-	- 0,103 (0,035)	- 0,004 (0,033)

Lecture : l'écart-type du coefficient figure entre parenthèses.

Le coefficient de l'indicatrice de travail à temps plein est le seul qui varie en fonction de la mesure de satisfaction retenue. Il est nul pour la question ECPH, négatif pour ISSP1 et positif pour ISSP2. On peut pourtant interpréter ces résultats différenciés en examinant les différences de formulation entre les trois questions (ECPH, ISSP1 et ISSP2). D'une part, les emplois à temps plein sont souvent plus stables que ceux à temps partiels. Cela se voit dans la réponse des salariés à la question ISSP2 qui leur demande de porter un jugement sur la sécurité de leur emploi. D'autre part, les emplois à temps partiels sont souvent perçus comme des emplois de second choix, subis plus que choisis. Le coût associé à la perte d'un tel emploi pourrait donc être perçu comme moindre, ce qui semble se retrouver dans les réponses aux questions plus « subjectives » demandant aux salariés d'évaluer leur niveau de satisfaction (question ECPH) ou d'inquiétude (question ISSP1).

Enfin, l'appartenance à un syndicat ne semble pas renforcer le sentiment de sécurité dans l'emploi. Au contraire, le coefficient correspondant est nul, voire négatif dans les régressions. Ce résultat peut sembler contre-intuitif, l'un des rôles impartis aux syndicats étant de protéger les salariés qu'ils représentent, notamment contre les licenciements abusifs. Il est néanmoins conforme à de nombreux résultats antérieurs (12). Au moins deux types d'explications de ce résultat sont habituellement avancés. Le premier est fondé sur l'existence d'un phénomène de causalité inverse : l'adhésion à un syndicat peut être guidée par la crainte de perdre son emploi. Le biais induit sur le coefficient de l'indicatrice d'appartenance syndicale serait négatif dans ce cas (13). Le second type d'explication fait appel à la littérature sur l'analyse économique des syndicats qui fournit une piste d'interprétation en suggérant que ces derniers, en favorisant la « prise de parole » des salariés, permettent de mettre en évidence et/ou de provoquer des tensions sociales, qui sont alors plus durement perçues par les salariés eux-mêmes (14).

Les indicateurs  $I_{ECPH}$ ,  $I_{ISSP1}$  et  $I_{ISSP2}$  du sentiment de sécurité de l'emploi, quelle que soit la mesure considérée, contrôlés ou non, sont fortement corrélés (cf. graphique III). Le classement des pays n'est donc pas bouleversé par la prise en compte des variables de contrôle. La situation de certains pays se trouve néanmoins modifiée. Le niveau relatif de satisfaction calculé pour l'Espagne tend par exemple à s'élever. Beaucoup d'Espagnols occupent un emploi à durée déterminé, ce qui est de nature à changer

la donne lorsque l'on contrôle pour cette variable. Quoi qu'il en soit, l'impression d'une relation négative entre rigueur de la LPE et sentiment de sécurité de l'emploi dégagé à partir des premières mesures persiste.

### Les systèmes d'indemnisation du chômage semblent remplir leur rôle assurantiel

Un des autres grands leviers de politique économique face au risque de perte d'emploi est celui de l'assurance-chômage. Là encore, pour comparer les politiques menées en la matière par les différents pays, l'OCDE fournit un indicateur synthétique de la générosité des indemnités de chômage. Cet indicateur se présente sous la forme d'un taux de remplacement fictif, tenant compte du montant et de la durée des indemnités de chômage pour un certain nombre de cas types. Comme l'indicateur de rigueur de la LPE, celui concernant la générosité des prestations aux chômeurs offre une grande commodité d'usage. Au chapitre des inconvénients, il faut cependant noter qu'il ne tient en revanche pas compte des taux de couverture, qui sont assez variables d'un pays à l'autre. Il convient donc de garder à l'esprit que cette carence peut influencer les résultats.

Si l'on confronte en coupe de pays l'indicateur de générosité de l'indemnisation du chômage pour l'année 1999 à celui sur la rigueur de la LPE pour la fin des années 1990, on s'aperçoit qu'ils sont négativement corrélés (15). Il existe donc apparemment un arbitrage entre ces deux

12. Ces résultats portent plus généralement sur l'étude de la satisfaction au travail. On peut citer notamment Bender et Sloane (1998), Blanchflower et Oswald (1999), ou encore Bryson et al. (2004).

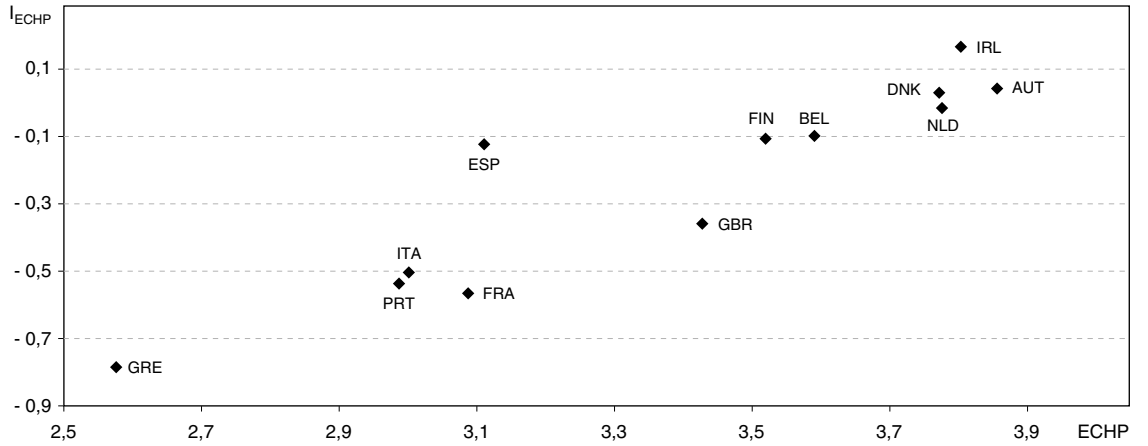
13. Bryson et al. (2004) trouvent sur données longitudinales britanniques que ce biais existe et est quantitativement de l'ordre de l'effet estimé. On peut ajouter que, dans le cadre multi-pays retenu ici, les structures syndicales diffèrent d'un pays à l'autre, ce qui est une source supplémentaire d'hétérogénéité non prise en compte dans la régression et biaisant potentiellement le coefficient d'appartenance à une organisation syndicale. Cependant, pour ce qui est des autres coefficients du tableau 2, la suppression de l'indicatrice d'appartenance syndicale de la liste des régresseurs ne modifie pas les résultats.

14. Daniel et Sofer (1998) explorent indirectement sur données françaises cette intuition en étudiant le lien entre taux de syndicalisation et caractéristiques non pécuniaires de l'emploi. Un autre test indirect de cette hypothèse de « prise de parole » (voix) consisterait à examiner l'impact de l'insatisfaction au travail sur le comportement de démission (exit) des salariés, afin de voir en particulier si cet impact diffère selon qu'un syndicat est présent ou non. Les auteurs remercient ici un rapporteur anonyme, dont les suggestions écrites et les indications bibliographiques ont très largement inspiré ce paragraphe.

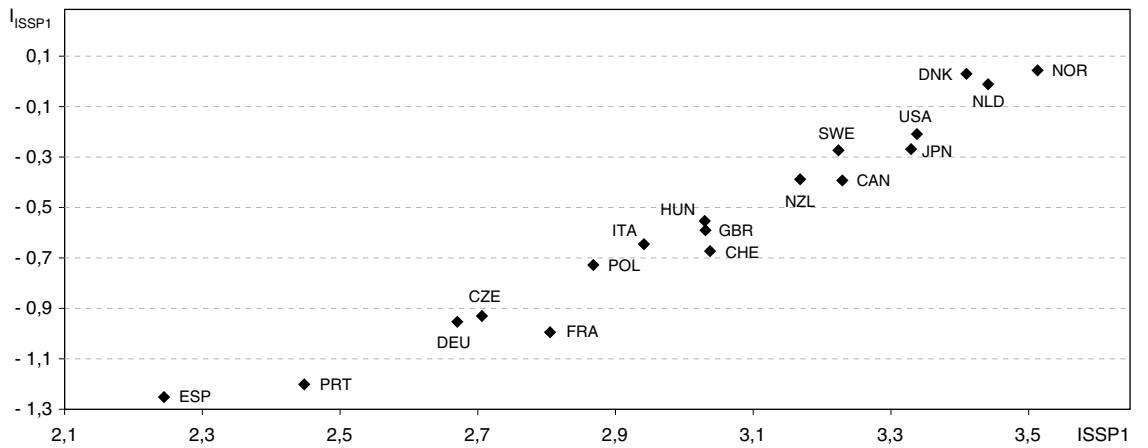
15. Cette relation n'est en fait vérifiée qu'au sein des pays européens de l'OCDE. Elle est en effet beaucoup moins nette si l'on considère l'ensemble des pays de l'OCDE, les États-Unis ou le Canada étant par exemple caractérisés à la fois par un régime très libéral de protection de l'emploi et un système d'indemnisation du chômage relativement peu généreux.

Graphique III  
Indicateurs « contrôlés » et indicateurs « simples » du sentiment de sécurité de l'emploi

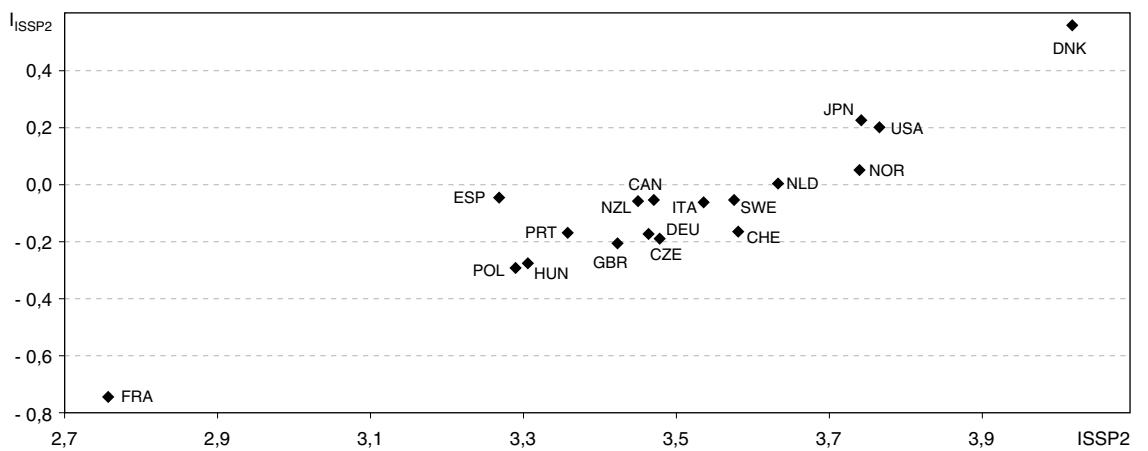
A -  $I_{EHP}$



B -  $I_{ISSP1}$



C -  $I_{ISSP2}$



outils de protection des travailleurs contre le risque de perte d'emploi, et les pays de l'OCDE se placent en des points différents de cet arbitrage en adoptant des « *policy mix* » différents (16). Deux pays représentatifs de cet arbitrage sont le Danemark d'une part, qui combine une grande flexibilité dans le domaine des licenciement avec une grande générosité de l'indemnisation du chômage (ce qui a amené les économistes à parler parfois du *modèle* danois de « *flexicurité* »), et l'Italie d'autre part, qui se distingue à la fois par une protection de l'emploi très rigoureuse et une quasi-absence d'indemnisation du chômage. La France se trouve en un point médian de cet arbitrage, plutôt plus proche cependant du cas italien que du cas danois.

Ayant ces faits à l'esprit, on peut alors imaginer une nouvelle explication à la corrélation négative entre sentiment de sécurité de l'emploi et rigueur de la LPE mise en évidence. Il se peut en effet que l'impression de plus grande insécurité apparaissant dans les pays où la LPE est plus stricte ne soit pas due à la LPE elle-même, mais au fait que les pays où la LPE est stricte sont aussi ceux où l'assurance-chômage est peu généreuse, ce qui, du point de vue des salariés, aggrave bien sûr le coût lié à la perte d'emploi. Pour voir si tel est le cas, on incorpore ces deux derniers indicateurs dans le modèle *probit* utilisé pour construire les mesures  $I_{ECHP}$ ,  $I_{ISSP1}$  et  $I_{ISSP2}$  (en retirant bien sûr les indicatrices pays) (17). Les coefficients estimés de l'indicateur de rigueur de la LPE et de l'indicateur de générosité de l'indemnisation du chômage sont indiqués dans le tableau 3 (18).

Ces deux coefficients sont fortement significatifs, et le signe de l'effet de l'indicateur de rigueur de la LPE confirme l'examen graphique du graphique IV. Les salariés sont donc bien d'autant plus inquiets face au risque de perte d'emploi que la LPE est plus rigoureuse, y compris à générosité donnée de l'indemnisation du chômage. En outre, le signe de l'impact de la générosité de l'indemnisation du chômage est nettement positif. Ce dernier résultat suggère

que les systèmes d'indemnisation du chômage rempliraient bien leur rôle assurantiel.

### Interprétation et discussion des résultats

Au total, ni les effets de composition, ni l'arbitrage apparent entre rigueur de la LPE et générosité des indemnités de chômage ne modifient qualitativement le résultat donné par le graphique II. Comment alors interpréter cette corrélation négative entre sentiment de sécurité de l'emploi et rigueur de la LPE ?

Il est théoriquement et empiriquement bien établi qu'une LPE plus stricte tend à allonger la durée moyenne du chômage en même temps qu'à allonger la durée moyenne en emploi. Du point de vue des salariés et du risque de perte d'emploi auquel ils font face, c'est donc un instrument à double tranchant : d'un côté, la LPE « joue son rôle » en diminuant le risque individuel de perte d'emploi (19), mais de l'autre, elle augmente le coût lié à la perte d'un emploi en diminuant les chances de retour à l'emploi (20). Une interprétation possible des résultats présentés ici est que ce second effet domine le premier.

16. Boeri et al. (2003) documentent empiriquement et analysent théoriquement cet arbitrage.

17. Une autre approche, donnant les mêmes résultats qualitatifs, consisterait à régresser en coupe de pays les indicateurs  $I_{ECHP}$ ,  $I_{ISSP1}$  et  $I_{ISSP2}$  sur les indicateurs OCDE de rigueur de la LPE et de générosité de l'indemnisation du chômage.

18. On a omis d'indiquer les coefficients des autres variables de contrôle (âge, sexe, ancienneté, taux de chômage catégoriels, etc.) qui restent qualitativement inchangés. Le tableau complet de résultats est disponible auprès des auteurs.

19. Au moins pour les salariés qui en bénéficient pleinement, c'est-à-dire les titulaires d'un CDI ayant une ancienneté minimale.

20. L'une des composantes de la LPE joue potentiellement un vrai rôle assurantiel : les indemnités de licenciement, qui sont un transfert de l'entreprise qui licencie vers le salarié licencié. Mais la LPE a bien d'autres composantes (coûts de procédure, délais à respecter, coûts judiciaires) qui sont de pures pertes pour le couple salarié-entreprise. Ces derniers aspects de la LPE contribuent sans ambiguïté à augmenter le coût individuel du chômage. Cependant, pour les raisons détaillées dans l'encadré 2, il est malheureusement très hasardeux de décomposer l'indicateur OCDE, qui est très synthétique et consolidé, afin d'examiner l'effet des diverses composantes de la LPE.

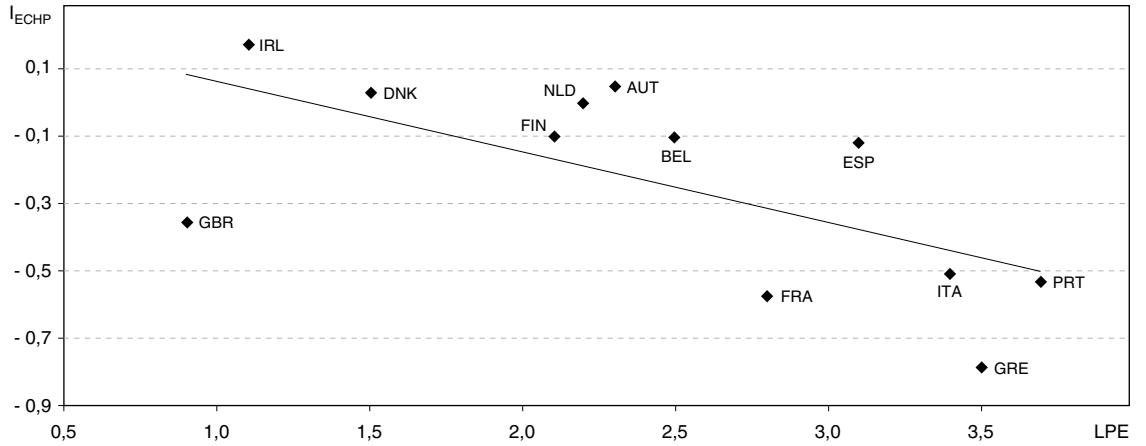
Tableau 3  
Sentiment de sécurité de l'emploi et institutions

	ECHP	ISSP1	ISSP2
Rigueur de la LPE	- 0,1876 (0,0096)	- 0,1987 (0,0180)	- 0,0575 (0,0174)
Générosité du système d'indemnisation du chômage	0,8423 (0,0604)	0,6296 (0,1099)	0,3393 (0,1050)

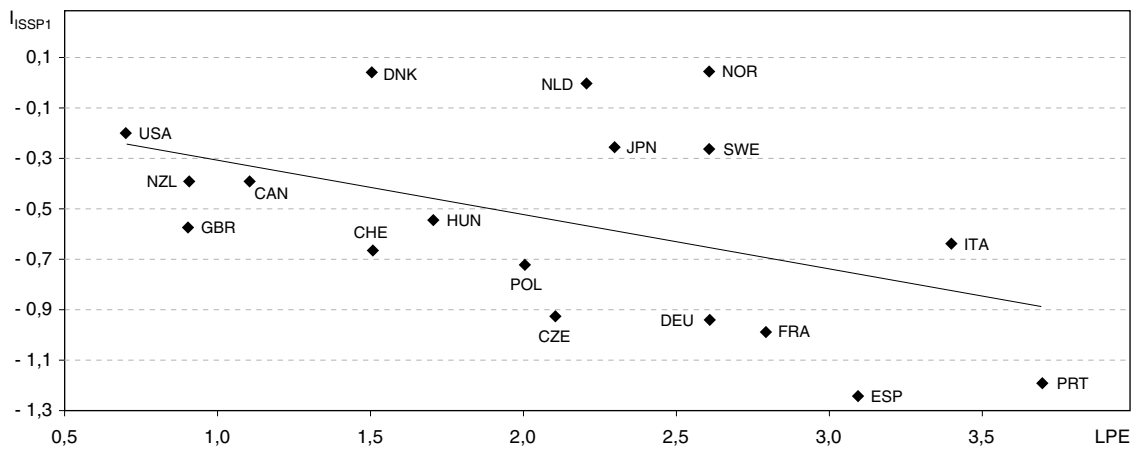
Lecture : l'écart-type figure entre parenthèses.

Graphique IV  
Rigueur de la LPE et indicateur « contrôlé » du sentiment de sécurité dans l'emploi

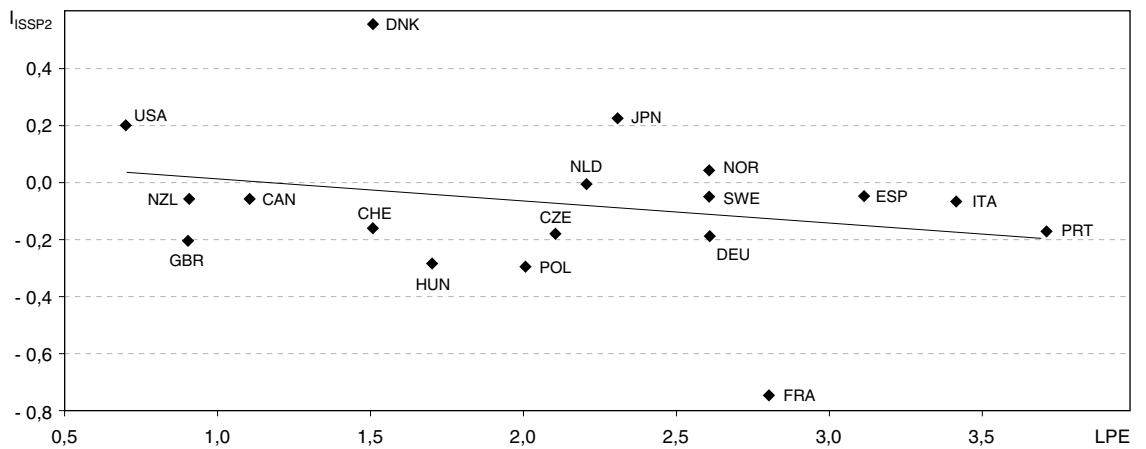
A -  $I_{EHP}$  et LPE



B -  $I_{ISSP1}$  et LPE



C -  $I_{ISSP2}$  et LPE





Toutefois, la corrélation négative mise en évidence n'indique aucun sens de causalité (21). Si l'on suppose que les individus se déclarant insatisfaits de leur niveau de sécurité de l'emploi ou inquiets face au risque de perdre leur emploi réclament implicitement *d'avantage* (et non pas moins) de sécurité de l'emploi, le résultat peut s'interpréter comme la traduction du fait que les travailleurs italiens, portugais, grecs, français ou allemands sont, par nature, « plus inquiets » que les irlandais, les danois ou les américains et que les premiers demandent et obtiennent (par les urnes) une LPE plus stricte.

On peut aussi combiner les deux interprétations : les salariés « plus inquiets » demanderaient une LPE plus stricte, sans internaliser les effets pervers de la LPE. Ils obtiendraient donc plus de protection de l'emploi, sans se rendre compte qu'en rendant plus coûteuse la perspective de devenir chômeur, c'est la LPE *elle-même* qui est à la racine de leur inquiétude. Ces considérations, quoique fortement spéculatives, suggèrent cependant que la relation causale entre LPE et performances macroéconomiques du marché du travail (durée moyenne du chômage, taux de chômage de longue durée, etc.) n'est peut-être pas à sens unique. Sur ce point, les réponses sont sans doute à chercher aux confins de la littérature d'économie du travail, qui analyse le sens de causalité allant de la LPE vers les performances du marché du travail, et de la littérature sur l'économie politique des institutions, qui s'intéresse au sens de causalité inverse. Un rapprochement entre ces deux branches de la littérature, déjà initié sur le terrain théorique (voir par exemple Saint-Paul, 2000), est donc hautement souhaitable.

Parmi les travaux antérieurs sur ce sujet, le plus proche du présent article est sans doute le chapitre 5 de l'édition 1997 des *Perspectives de l'emploi* de l'OCDE. Ce chapitre tente, comme on le fait ici, d'établir une corrélation entre un indicateur du sentiment d'insécurité de l'emploi et plusieurs indicateurs « institutionnels » cherchant à synthétiser notamment la rigueur de la protection de l'emploi, la générosité des systèmes d'assurance-chômage, le poids des syndicats et le caractère plus ou moins centralisé des négociations salariales. Les résultats sont une corrélation négative (non significative) entre le sentiment d'insécurité de l'emploi et le degré de protection des emplois, et une corrélation positive et significative entre ce sentiment et les trois autres mesures institutionnelles susmen-

tionnées. Ces résultats diffèrent donc assez nettement de ceux présentés ici.

La mesure de la rigueur de la LPE utilisée par OCDE (1997) est l'indicateur de Grubb et Wells (1993), qui correspond à la fin des années 1980 et qui intègre moins de composantes de la LPE que l'indicateur OCDE (1999) plus récent utilisé ici. En outre, l'indicateur du sentiment d'insécurité de l'emploi utilisé dans OCDE (1997) est issu de données d'*International Survey Research* de 1996, donc assez largement postérieures à la construction de l'indicateur de LPE, et fondé sur une moyenne de réponses binaires (satisfait/insatisfait) données par les individus à une série de quatre questions concernant la sécurité de l'emploi. Cet indicateur ne contrôle donc pas l'hétérogénéité des caractéristiques ou des environnements économiques individuels. La divergence entre les résultats obtenus ici et ceux de OCDE (1997) peut sans doute partiellement être expliquée par ces différences. En particulier, le fait de mesurer la satisfaction des individus vis-à-vis de la sécurité de l'emploi à partir d'une échelle de valeurs possibles plutôt qu'à partir d'une réponse binaire peut avoir son importance. Green *et al.* (2000) montrent, par exemple, que l'un des résultats obtenus dans OCDE (1997) pour le Royaume-Uni, à partir d'une variable de satisfaction extraite du *British Household Panel Survey* (BHPS) est en fait très dépendant de la manière dont les modalités de réponses ont été recodées pour obtenir une variable binaire. La mesure de satisfaction utilisée dans l'étude de l'OCDE correspond en effet à la proportion d'individus déclarant ne pas être entièrement satisfaits du degré de sécurité de leur emploi. Cette proportion croît assez nettement sur la période étudiée, suggérant ainsi qu'il y aurait eu une montée du sentiment d'insécurité parmi les salariés britanniques. Néanmoins, l'observation de l'ensemble des modalités de réponses possibles montrent qu'en fait, les réponses ont eu tendance à se recentrer autour de la valeur médiane, avec moins d'individus entièrement satisfaits mais également moins d'individus entièrement insatisfaits. Et en moyenne, le degré de satisfaction serait ainsi resté relativement stable. □

21. Les données du Panel européen utilisées pour l'indicateur  $I_{EHP}$  datent de 1999 alors que l'indicateur de la LPE se rapporte à une législation qui était déjà en place en 1999. Cependant, ni les dispositions de la LPE ni le classement des pays en fonction des indicateurs de satisfaction ne varient beaucoup dans le temps.

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Addison J.T. et Teixeira P. (2003)**, « The Economics of Employment Protection », *Journal of Labor Research*, vol. 24, pp. 85-129.
- Bender K.A. et Sloane P.J. (1998)**, « Job Satisfaction, Trade Unions and Exit-Voice Revisited », *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 51, pp. 222-240.
- Blanchard O. et Tirole J. (2004)**, « The Optimal Design of Unemployment Insurance and Employment Protection: A First Pass », Massachusetts Institute of Technology, Department of Economics, Working Paper, n° 04-15.
- Blanchflower D. (1991)**, « Fear, Unemployment and Pay Flexibility », *Economic Journal*, vol. 101, pp. 483-496.
- Blanchflower D. et Oswald A.J. (1999)**, « Well-Being, Insecurity and the Decline of American Job Satisfaction », *mimeo*, Dartmouth College.
- Boeri T., Conde-Ruiz I.J. et Galasso V. (2003)**, « Protecting Against Labour Market Risk: Employment Protection or Unemployment Benefits? », Working Paper, n° 239, IGER, Università Bocconi.
- Bryson A., Cappellari L. et Lucifora C. (2004)**, « Does Union Membership Really Reduce Job Satisfaction? », *British Journal of Industrial Relations*, vol. 42, pp. 439-459.
- Burchell B.J., Day D., Hudson M., Lapido D., Mankelov R., Nolan J., Reed H., Wichert I. et Wilkinson F. (1999)**, *Job Insecurity and Work Intensification: Flexibility and the Changing Boundaries of Work*, Joseph Rowntree Foundation Report.
- Cahuc P. et Jolivet G. (2003)**, « Is There Enough Job Protection in Europe? », *mimeo*, Crest-Insee.
- Cahuc P. et Zylberberg A. (2001)**, *Le marché du travail*, De Boeck Université, Bruxelles.
- Campbell D., Carruth A., Dickerson A. et Green F. (2001)**, « Job Insecurity and Wage Outcomes in Britain », *Studies in Economics*, Department of Economics, University of Kent, n° 0109.
- Clark A.E. (1996)**, « Job Satisfaction in Britain », *British Journal of Industrial Relations*, vol. 34, pp. 189-217.
- Clark A.E. (1997)**, « Job Satisfaction and Gender: Why Are Women so Happy at Work? », *Labour Economics*, vol. 4, pp. 341-372.
- Clark A.E., Oswald A.J. et Warr P.B. (1996)**, « Is Job Satisfaction U-shaped in Age? », *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, vol. 69, pp. 57-81.
- Clark A.E. et Postel-Vinay F. (2004)**, « Job Security and Job Protection », *mimeo*, Crest-Insee et Delta.
- Daniel C. et Sofer C. (1998)**, « Bargaining, Compensating Wage Differentials, and Dualism of the Labor Market: Theory and Evidence for France », *Journal of Labor Economics*, vol. 16, pp. 546-575.
- Deloffre A. et Rioux L. (2004)**, « Do Workers Correctly Assess their Job Security? A European Comparison », *mimeo*, Cerc.
- Easterlin R. (1974)**, « Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence », in David P.A. et Reder M.W. (ed.) *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramovitz*, Academic Press, New-York et Londres.
- Easterlin R. (1995)**, « Will Raising the Income of All Raise the Happiness of All? », *Journal of Economic Behavior and Organization*, vol. 27, pp. 35-47.
- Économie et Statistique (2001)**, Dossier « Le Panel européen : une nouvelle source statistique sur les ménages », n° 349-350, Présentation générale par D. Ansieau, P. Breuil-Genier et J.-M. Hourriez.
- Green F., Felstead A. et Burchell B. (2000)**, « Job Insecurity and the Difficulty of Regaining Employment: An Empirical Study of Unemployment Expectations », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 62, pp. 855-883.
- Grubb D. et Wells W. (1993)**, « La réglementation de l'emploi et les formes de travail dans les pays de l'OCDE », *Revue économique de l'OCDE*, n° 21 (hiver), pp. 7-58.
- Manski C.F. et Straub J.D. (1999)**, « Worker Perceptions of Job Insecurity in the Mid-1990s: Evidence from the Survey of Economic Expectations », NBER Working Paper, n° 6908.

**Mortensen D.T. et Pissarides C.A. (1994)**, « Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment », *Review of Economic Studies*, vol. 61, n° 3, pp. 397-415.

**OCDE (1997)**, *Les perspectives de l'emploi*, OCDE, Paris.

**OCDE (1999)**, *Les perspectives de l'emploi*, OCDE, Paris.

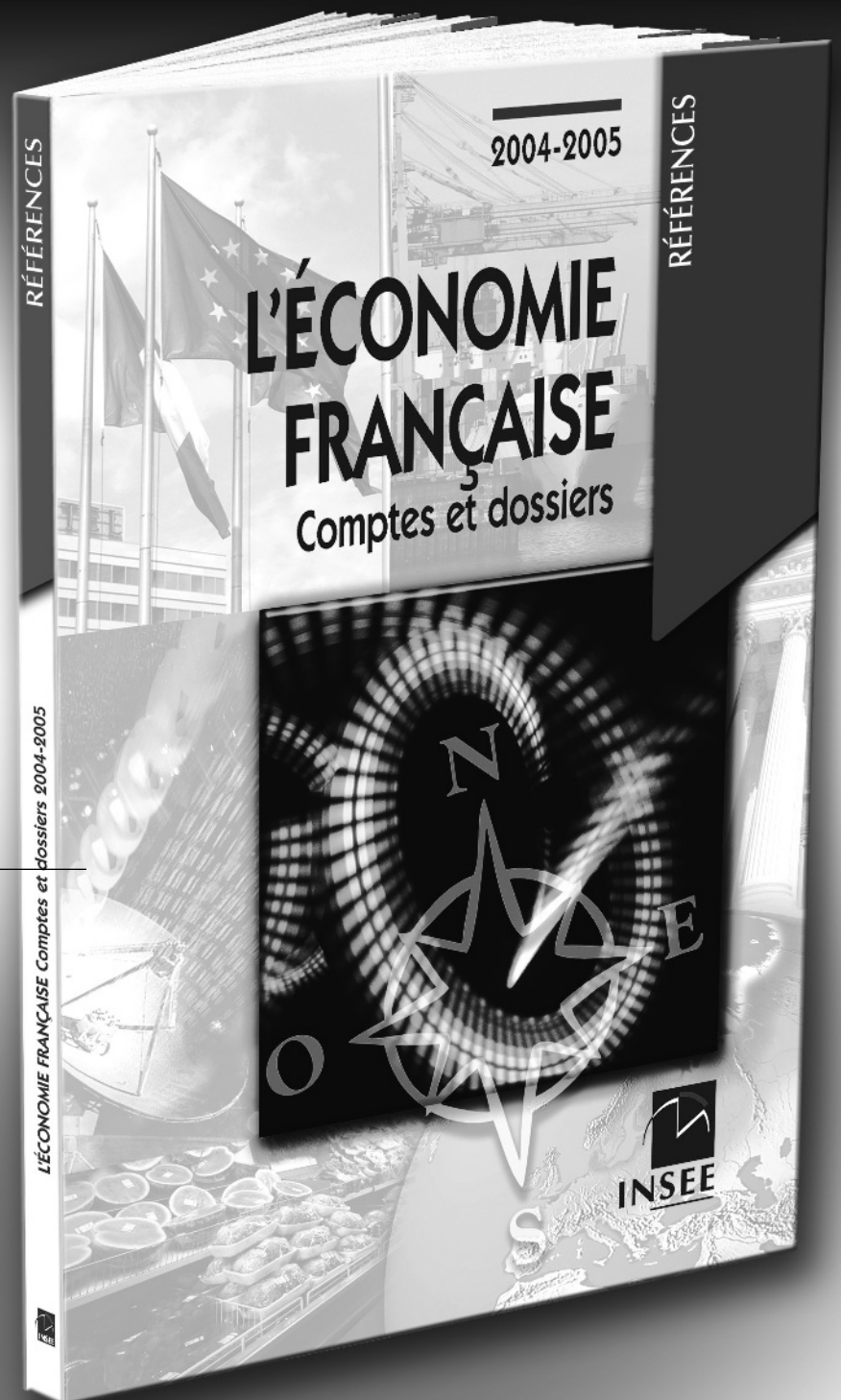
**Saint-Paul G. (2000)**, *The Political Economy of Labour Market Institutions*, Oxford University Press, Oxford.

---

# Le bilan économique de la France...

Et aussi le point sur trois grands thèmes d'actualité :

- la dette publique en France,
- la croissance et les finances publiques,
- le ralentissement de la productivité de l'économie française.



En vente dans les librairies,  
à l'Insee et sur [www.insee.fr](http://www.insee.fr)

12 € - Collection Références

  
**INSEE**