

Caractéristiques des marchés du travail dans les pays de l'OCDE¹

Dans un article récent, André Sapir a caractérisé les différents marchés du travail en Europe à partir de leur performance en matière d'efficacité et d'équité. Il mettait ainsi en évidence la capacité de différents arrangements institutionnels à améliorer le taux d'emploi, d'une part, et à réduire les inégalités et la pauvreté, d'autre part.

L'approche développée ici est différente ; elle part du constat que les pays où les revenus moyens sont les plus élevés sont souvent des pays où les allocations chômages sont relativement basses. Ainsi, trois groupes de pays se distinguent au sein de l'OCDE :

- dans les pays anglo-saxons, les salaires perçus sont élevés, mais, en dépit de taux de chômage faibles et de durées de chômage réduites, le risque de perte de revenu est fort en raison de la faiblesse des taux de remplacement en cas de chômage ;
- dans les pays d'Europe continentale les revenus sont inférieurs à ceux des pays anglo-saxons, mais les niveaux de risque souvent aussi, et ce en dépit des taux de chômage élevés qui y prévalent ;
- dans les pays scandinaves, les revenus sont relativement élevés et le risque relativement faible.

La question se pose de savoir s'il existe, dans le choix des caractéristiques des marchés du travail, un arbitrage entre le niveau espéré de revenu et le risque supporté par un travailleur sur ce revenu. Autrement dit, il se peut que des niveaux de revenu plus faibles reflètent au moins partiellement un choix social de ne pas soumettre les agents économiques à des fluctuations de revenu trop fortes.

Cette hypothèse est examinée à partir d'un modèle rendement-risque, où l'objectif des agents économiques est d'obtenir un revenu élevé et fluctuant le moins possible. Selon leur aversion au risque, ils accepteront plus ou moins de perte de revenu pour garantir sa stabilité.

Si cette approche confirme celle de Sapir quant à la position privilégiée dont jouissent les pays nordiques, elle est plus nuancée concernant les autres pays. **Il n'y a pas de supériorité intrinsèque du modèle anglo-saxon sur le modèle continental. Le choix entre les deux dépend du degré d'aversion au risque de chaque société :** des agents économiques prêt à supporter de fortes fluctuations de leur revenu préféreront vivre dans un marché du travail de type anglo-saxon, alors que des agents privilégiant la stabilité de leur revenu individuel préféreront les caractéristiques de l'Europe continentale.

Des évaluations quantitatives et leur comparaison avec l'aversion au risque révélée par les comportements individuels ne permettent pas de classer les marchés du travail continentaux et anglo-saxons. **Il n'en demeure pas moins qu'ils sont tous dominés par les caractéristiques des marchés du travail scandinaves.**

1. Ce document a été élaboré sous la responsabilité de la Direction Générale du Trésor et de la Politique Économique et ne reflète pas nécessairement la position du Ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie.

Sommaire

des derniers numéros parus

Mai 2006	n°110	• Evolutions comparées des exportations en zone euro, <i>Thibault Cruzet, Antoine Langlet</i>
	n°109	• Analyse de l'évolution des bénéficiaires de la PPE, <i>Ludvine Barnaud, Gaël Bescond</i>
	n°108	• L'investissement en Chine est-il excessif ? <i>Benjamin Delozière, Diana Hochraich</i>
Avril 2006	n°107	• Vers la fin de la déflation au Japon ? <i>Yann Pouëzat</i>
	n°106	• Enjeux économiques liés à l'intégration des industries post-marché en Europe, <i>Frédéric Cherbonnier, Séverine Vandelanoite</i>
Mars 2006	n°105	• Le ciblage d'inflation à travers l'expérience des pays latino-américains, <i>Sophie Chauvin, Olivier Basdevant</i>
	n°104	• La compétitivité de l'économie allemande, <i>Alexandre Espinoza</i>
	n°103	• La situation économique mondiale au printemps 2006, <i>Pierre Beynet, Nathalie Fourcade</i>
	n°102	• Structure et comportement des entreprises exportatrices françaises, <i>Nila Ceci, Bruno Valersteinas</i>
	n°101	• Le droit des défaillances d'entreprises, <i>Frédéric Cherbonnier, Anne Épaulard, Xavier Payet</i>
Fév. 2006	n°100	• Perspectives d'appréciation du taux de change réel chinois : une analyse économique, <i>Mars Y. Robert</i>
	n°99	• Une modélisation analytique des stratégies d'endettement de l'État, <i>Jean-Paul Renne, Nicolas Sagnes</i>
	n°98	• Les indicateurs de retournement : des compléments utiles à l'analyse conjoncturelle, <i>Pierre Emmanuel Ferraton</i>
Janv. 2006	n°97	• Bilan des finances locales depuis 1980, <i>Julie Marcoff</i>
	n°96	• Mondialisation et marché du travail dans les pays développés, <i>Nadia Terfous</i>
	n°95	• Les interventions de change japonaises semblent faire s'apprécier l'euro à court terme, <i>Benjamin Delozière</i>
Déc. 2005	n°94	• Croissances et réformes dans les pays arabes méditerranéens, <i>Jacques Ould-Aoudia</i>
	n°93	• L'Asie émergente et la libéralisation du compte de capital, <i>Pierre Mongrué, Marc Robert</i>
	n°92	• Influence de la fiscalité sur les comportements d'épargne, <i>Maud Aubier, Frédéric Cherbonnier, Daniel Turquet</i>
Nov. 2005	n°91	• La présence française en Asie, <i>Stéphane Cieniewski</i>

1. Une approche de type arbitrage «rendement-risque»

La performance des modèles sociaux peut être analysée selon différents critères : Boeri² s'intéresse à l'efficacité des dépenses sociales engagées par les gouvernements pour réduire les inégalités entre individus, Sapir³ considère la capacité des institutions des pays à inciter les agents à travailler tout en réduisant le risque de pauvreté...

On propose ici une autre approche reposant sur le niveau et le risque de revenu. Ces deux éléments sont en effet couramment employés dans la modélisation du bien-être des agents, étant entendu qu'une augmentation du risque réduit le niveau de bien-être, les individus ayant une préférence pour la stabilité.

Pour un niveau donné de revenu espéré, un pays est jugé plus efficace que les autres s'il offre aux individus une plus faible variabilité des revenus au cours du temps.

1.1 Des hypothèses simplificatrices

Le cadre d'analyse suppose que dans chaque pays les individus sont soit employés, soit chômeurs, c'est-à-dire qu'il n'existe pas d'inactifs. S'ils occupent un emploi, les individus perçoivent un salaire unique et s'ils sont au chômage, ne perçoivent qu'une part de ce salaire sous forme d'allocations chômage. Enfin, ces individus peuvent à chaque date changer de condition (chômage ou emploi) avec une certaine probabilité.

Sous ces conditions, les niveaux de revenu et de risque sont définis de la façon suivante (voir l'encadré 1 pour une présentation formelle) :

- Le niveau du revenu moyen sur la durée de vie est calculé pour un individu dont la probabilité d'être au chômage au cours de la vie active est égale au taux de chômage de l'économie et qui perçoit le

2. Boeri, T. (2002) : «Let Social Policy Models Compete and Europe Will Win», papier présenté à la conférence de la *Kennedy School of Government, Harvard University*, 11-12 avril.

3. Sapir, A. (2005) : «Globalisation and the Reform of European Social Models», document de présentation à la réunion *Ecofin de Manchester*, 9 septembre et *Bruegel Policybrief*, issue 2005/01, Novembre 2005.

salaire moyen ou les allocations chômage moyennes de l'économie. C'est aussi le revenu moyen de l'économie à un instant donné.

- La variabilité du revenu d'une période sur l'autre de l'individu représentatif (c'est-à-dire le risque de revenu) est appréhendée au travers de la variance instantanée du revenu, définie comme la variance entre deux périodes successives des revenus d'un individu moyen.

Cette variance instantanée tient compte de la probabilité pour un salarié d'être licencié et de la probabilité pour un chômeur de retrouver un emploi entre deux périodes.

Les données utilisées dans l'analyse se limitent à la population des individus de la tranche d'âges 25-59 ans. Les jeunes chômeurs (individus âgés de moins de 25 ans) n'ont pour la plupart jamais occupé d'emploi, et pour cette raison, ne peuvent prétendre à des allocations chômage. L'écart de bien-être entre pays pour ces jeunes chômeurs n'est donc pas affecté par le différentiel d'allocations chômage avec l'étranger. Notons que cette restriction conduit vraisemblablement à sous-estimer les différences de bien-être entre les pays, les écarts de taux d'emploi concernant surtout les moins de 25 ans et les plus de 60 ans.

Il est à noter que la mesure de variabilité du revenu ne tient pas compte de la variabilité des revenus des individus qui ont un travail puisqu'un travailleur est supposé percevoir toujours le même salaire au cours du temps.

1.2 Construction des indicateurs pour les pays de l'OCDE

Le tableau 1 reporte les principales caractéristiques du marché du travail pour les 25-59 ans (25-54 ans pour les pays marqués d'un astérisque) dans 17 pays industrialisés en 2004 (2002 pour le taux de remplacement). Les taux de chômage des pays européens proviennent d'Eurostat, ceux des autres pays, des bases de données de l'OCDE.

L'objectif est de calculer à partir de données existantes (OCDE ou Eurostat) le revenu moyen et sa variance instantanée pour chaque pays (cf. encadré 1 ci-dessous).

Encadré 1 : Revenu moyen, variance de long-terme et variance instantanée

Le revenu moyen

Si on note w le revenu perçu par l'individu lorsqu'il est employé, τ le taux de chômage et θ le taux de remplacement, le revenu espéré est

$$E(R) = (1 - \tau)w + \tau\theta w.$$

La variance instantanée

La variance instantanée prend directement en compte les probabilités de transition. Elle est définie comme la variance de la variation de revenu entre deux périodes pour un individu tiré au hasard (chômeur ou travailleur).

Formellement :

$$Var_t(\Delta_{t+1}) = (1 - \theta)^2 w^2 [\tau\pi_{UE} + (1 - \tau)\pi_{UE}],$$

où $\Delta_{t+1} = R_{t+1} - R_t$ (R_t est le revenu à la date t), π_{UE} la probabilité pour un chômeur de trouver un emploi à la période suivante et π_{EU} la probabilité pour un employé d'être licencié à la période suivante.

Tableau 1 : niveau de salaire et variabilité du revenu dans certains pays de l'OCDE

Pays	Taux de chômage des 25-59 ans (%)	Durée du chômage (mois)	Probabilité pour un employé de le rester au moins un an (%)**	Probabilité pour un chômeur de le rester au moins un an (%)**	Taux de remplacement moyen (%)**	Salaire net moyen corrigé de la PPA (USD) OCDE	Ecart-type instantané relatif du revenu (%)**
Allemagne	10,2	20,5	94	57	35,7	20 946	6,2
Australie*	4,1	8,8	95	28	26,0	29 016	6,7
Autriche	4,2	10,1	95	32	39,4	18 951	5,3
Belgique	7,3	22,3	97	59	38,9	21 195	4,7
Canada*	6	17,9	96	52	22,0	25 631	6,1
Danemark	4,7	9,6	95	31	64,1	22 098	3,4
Espagne	9,5	13,3	92	42	48,5	18 223	5,9
États-Unis*	4,6	5	91	12	26,3	26 480	9,0
Finlande*	6,9	11,6	93	37	46,1	20 895	5,6
France	8,2	15,2	94	47	54,6	18 661	4,5
Grèce	9,4	20,7	95	57	17,0	14 417	7,6
Irlande	3,7	14,6	97	45	30,0	23 015	4,8
Italie	7,0	19,2	96	54	43,8	18 991	4,6
Norvège	3,8	6,2	94	17	61,7	23 687	3,9
Pays-Bas	4,0	13,8	97	43	61,9	22 345	2,8
Portugal	6,5	17,3	96	51	57,0	10 870	3,6
Royaume-Uni	3,4	10,1	96	32	18,0	24 869	6,4

Source : OCDE, Eurostat, ** calculs DGTPE.

Eurostat fournit par ailleurs une ventilation du nombre de chômeurs par intervalle de durée de chômage⁴ permettant d'estimer les durées moyennes de chômage dans les pays européens.

Les durées moyennes de chômage au quatrième trimestre 2004 d'individus âgés de 25 à 59 ans sont alors calculées pour 13 pays européens⁵. Pour les autres pays, les durées moyennes de chômage sont directement renseignées dans la base de données «Labour Force Statistics Indicators» de l'OCDE.

Avec une durée moyenne de chômage de plus de 22 mois, la Belgique est le pays dans lequel les individus âgés de 25 à 59 ans restent le plus longtemps au chômage. À l'opposé, les chômeurs américains restent en moyenne sans emploi pendant seulement 5 mois. La France, avec une durée moyenne de chômage d'environ 15 mois, se situe entre ces deux extrêmes.

Le taux de remplacement moyen est calculé sur les cinq premières années de chômage. L'écart-type ins-

stantané relatif du revenu correspond à l'écart-type instantané du revenu rapporté au salaire net moyen.

La probabilité pour un chômeur d'être toujours au chômage au bout d'un an est calculée à partir de la durée moyenne de chômage. **Un chômeur français a ainsi une chance sur deux (47%) de le rester pendant au moins un an contre seulement une chance sur dix (12%) pour un chômeur américain.**

La probabilité pour un employé d'être toujours employé au bout d'un an peut quant à elle être calculée à partir du taux de chômage de l'économie et à partir de la probabilité qu'a un chômeur de trouver un emploi à la période suivante. **Un employé français a plus de chances qu'un employé américain de rester employé pendant au moins un an (94% contre 91%), en raison notamment de différences de législation sur la protection de l'emploi.**

Les taux de remplacement considérés ici correspondent à des taux de remplacement moyens d'individus âgés de quarante ans et célibataires, calculés sur les cinq premières années de chômage à partir des probabilités que les individus restent au chômage entre 0 et 1 an, entre 13 mois et 3 ans et entre 37 mois et 5 ans. En France par exemple, le taux de remplacement était en 2002 de 61% la première année, de 53% les deuxième et troisième années et de 27% les quatrième et cinquième années de chômage⁶. On aboutit alors à un taux de remplacement moyen français de 54,6%⁷. Aux États-Unis, le taux de remplacement de la première année de chômage (29%) est beaucoup plus faible qu'en France et décroît beaucoup plus rapidement (6% les quatre autres années de chômage). D'un autre côté, la proportion de chômeurs de longue durée aux États-Unis est nettement plus faible qu'en France. Le taux de remplacement moyen américain est ainsi de 26,3%.

4. Moins de 1 mois, entre 1 et 2 mois, entre 3 et 5 mois, entre 6 et 11 mois, entre 12 et 17 mois, entre 18 et 23 mois, entre 24 et 47 mois et plus de 48 mois. Les durées moyennes de chômage sont calculées en faisant l'hypothèse que sur chaque intervalle de temps défini par Eurostat, le nombre de chômeurs est distribué de façon uniforme autour du milieu de l'intervalle. Pour le dernier intervalle - durée de chômage de 48 mois et plus - le nombre de chômeurs est supposé être distribué de façon uniforme autour d'une valeur égale à 50 mois. Le choix - quelque peu arbitraire - de cette valeur n'influence que marginalement la durée moyenne de chômage étant donnée la faible proportion d'individus au chômage après quatre années de recherche d'emploi.

5. Pour l'Irlande, le nombre d'individus au chômage pendant moins d'un mois n'est pas renseigné dans la base d'Eurostat et provient pour cette raison des «Perspectives de l'emploi de l'OCDE» (2005). Concernant l'Allemagne, la durée moyenne de chômage est calculée à partir des données du deuxième trimestre 2004, les données pour les autres trimestres n'étant pas disponibles. À titre de comparaison, les durées moyennes de chômage fournies par l'OCDE pour les 25-54 ans étaient en 2004 18,2 mois en Espagne et 14,9 mois en France. Les taux de chômage étaient, pour ces mêmes 25-54 ans, 4,2% en Autriche, 6,6% en Belgique, 9,4% en Allemagne, 4,7% au Danemark, 9,8% en Espagne, 8,8% en France, 3,6% au Royaume-Uni, 9,1% en Grèce, 3,9% en Irlande, 6,9% en Italie, 4,3% au Pays-Bas et 6,1% au Portugal. Ces valeurs sont proches de celles reportées par Eurostat pour les 25-59 ans.

6. OCDE (2004) : «Prestations et salaires : Les indicateurs de l'OCDE», Paris, France.

7. Dans le cas d'agents dont le conjoint est financièrement dépendant, ce taux n'est que peu modifié puisqu'il passe à 55,2%.

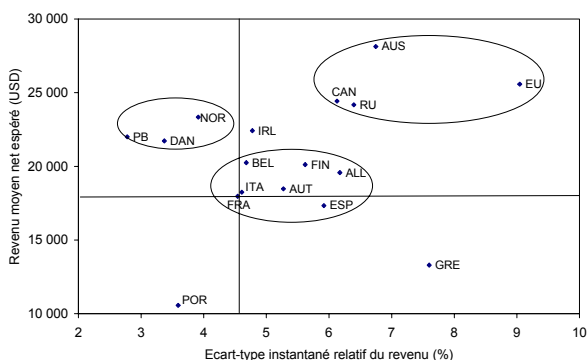
Enfin, les salaires nets sont calculés à partir des salaires bruts et des taux d'impôts sur le revenu et de contribution de sécurité sociale pour des individus célibataires sans enfant dont le revenu correspond à celui du salarié moyen («average production worker»)⁸. Avec un salaire net moyen corrigé de la PPA inférieur à 19 000 euros par an, la France ne se place qu'en quatrième position en partant de la fin, devant le Portugal, la Grèce et l'Espagne. Il convient cependant de préciser que ces salaires ne tiennent pas compte des systèmes de retraite, de santé ou d'éducation, des durées hebdomadaires de travail, ni des allocations chômage.

La mesure de la variabilité du revenu entre deux périodes est ainsi calculée à partir de l'ensemble de toutes ces données. **Sans surprise, c'est aux États-Unis que les individus supportent le risque de revenu le plus élevé, alors que la France se situe parmi les pays les moins risqués après les pays nordiques.**

2. En moyenne, dans les pays de l'OCDE, les pays dont le risque de revenu est le plus fort sont ceux ayant les salaires les plus élevés

Les couples risque - revenu des individus âgés de 25 à 59 ans sont représentés sur le graphique 1. Trois groupes de pays semblent se dessiner.

Graphique 1 : revenu espéré en fonction de son écart-type instantané



Source : calculs DGTPE.

2.1 On distingue clairement trois groupes de pays

Pays «anglo-saxons» : risque élevé à très élevé-revenu élevé : en dépit de taux de chômage faibles et de durées de chômage réduites, c'est dans les pays «anglo-saxons» (Australie, Canada, État-Unis, Royaume-Uni) que les individus subissent le risque de revenu le plus élevé. Ceci s'explique principalement par des allocations de remplacement très faibles, inférieures à 27% du revenu moyen (voir le tableau 1). En contrepartie, les salaires reçus y sont plus élevés que dans n'importe quel autre pays.

Europe continentale : risque faible à élevé-revenu faible : un second groupe de pays, composé pour l'essentiel de pays d'Europe continentale (Allemagne, Autriche, Belgique, France, Italie), présente des revenus inférieurs à ceux observés dans les pays anglo-saxons mais aussi des niveaux de risque plus faibles, malgré les taux de chômage élevés qui y préva-

lent. Les taux de remplacement de ces pays sont en effet nettement plus élevés que ceux des pays anglo-saxons, variant d'environ 35% en Allemagne à près de 55% en France.

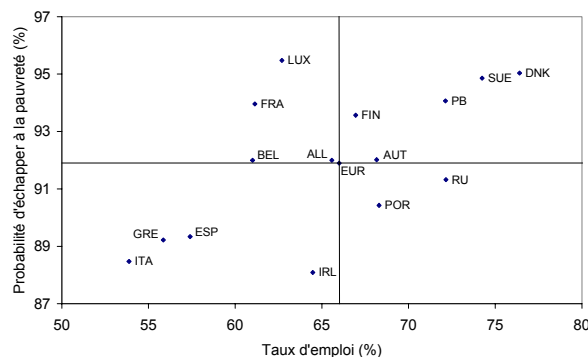
Pays nordiques : risque faible - revenu élevé : Le dernier groupe de pays, constitué des pays nordiques (Danemark, Norvège, Pays-Bas) bénéficie de revenus relativement élevés, en comparaison par exemple des pays d'Europe continentale, et simultanément, présente les niveaux de risque les plus faibles. En effet, les taux de remplacement de ces pays sont particulièrement importants (supérieurs à 60%), contribuant à une grande stabilité des revenus des individus dans le temps. Associés à ces taux de remplacement, les faibles taux de chômage et les salaires relativement élevés assurent des revenus moyens importants dans ces pays.

2.2 L'analyse fondée sur le risque et le niveau de revenu confirme la typologie proposée par Sapir

Sapir propose de classer les quatre modèles européens (nordique, anglo-saxon, continental et méditerranéen) sur la base de deux critères : l'efficacité et l'équité. Un modèle est considéré efficace s'il fournit suffisamment d'incitation à travailler et s'il permet d'atteindre un taux d'emploi élevé. Il est considéré équitable s'il assure un faible risque de pauvreté aux individus. Le taux de pauvreté est mesuré par le pourcentage de la population totale disposant d'un revenu disponible équivalent inférieur à 50% du revenu médian de l'ensemble de la population. Le taux d'emploi correspond au ratio de la population des travailleurs de la tranche d'âges 15-64 ans et de la population des individus âgés de 15 à 64 ans.

Sapir considère que les pays méditerranéens, avec un faible taux d'emploi et un risque de pauvreté élevé ne sont ni efficaces, ni équitables. Les pays anglo-saxons sont efficaces (taux d'emploi élevé) mais peu équitables (risque de pauvreté important) tandis que les pays continentaux sont à l'inverse peu efficaces mais équitables. Enfin, les pays nordiques sont à la fois efficaces et équitables (voir graphique 2).

Graphique 2 : taux d'emploi et probabilité d'échapper à la pauvreté (UE 15)



Source : données OCDE.

L'étude présentée ici des couples risque-revenu permet de comparer directement l'efficacité des structures du marché du travail de certains pays. Par exemple, comparativement à la France, les pays situés dans le cadran sud-est du graphique 1 sont moins efficaces et ceux situés dans le cadran nord-

8. OCDE (2005) : «Taxing Wages 2003-2004», Paris France.

ouest, plus efficaces. La France apparaît donc plus performante que la Grèce et l'Espagne mais moins performante que l'Autriche, le Danemark, la Norvège ou les Pays-Bas.

De façon plus générale, les pays méditerranéens semblent connaître la pire des configurations : de faibles salaires et un risque de revenu élevé, contrairement aux pays du nord de l'Europe. Entre ces deux extrêmes se trouvent les pays d'Europe continentale et les pays anglo-saxons. On retrouve dans ce classement la typologie de Sapir, bien que l'analyse de ce dernier s'inscrive dans un cadre statique, passant sous silence la variabilité des revenus dans le temps.

S'il est indéniable que les pays nordiques jouissent d'une position privilégiée et que les pays méditerranéens connaissent pour la plupart une situation peu favorable, il est en revanche impossible de comparer sur la base du couple rendement - risque le bien-être d'un individu dans un pays anglo-saxon avec celui d'un individu d'Europe continentale. Plus généralement, on ne peut comparer la situation de deux pays quand l'un présente à la fois un revenu moyen et une variabilité du revenu inférieurs à ceux prévalant dans l'autre pays (pays situés respectivement dans les cadrans sud-ouest et nord-ouest du graphique 1).

Pour évaluer par exemple si un individu américain dispose d'un niveau de bien-être supérieur à celui d'un Français, il faut connaître la préférence des individus pour la stabilité de leur revenu. Pour un individu peu averse au risque (faible préférence pour la stabilité), la situation aux États-Unis a de fortes chances d'être préférable à celle prévalant en France, puisque le surcroît de salaire perçu par le salarié américain compense largement le surcroît de risque sur son revenu auquel il fait face. Ainsi, seule une modélisation du

bien-être intégrant les niveaux d'aversion au risque permet d'évaluer le bien-être associé à chaque système et de les classer entre eux.

3. Une modélisation du bien-être pour départager les différents couples revenus-risque

On adopte ici une approche en termes de «fonction d'utilité» qui permet de mesurer et surtout de comparer le bien-être d'un individu dans les différents pays, sous l'hypothèse d'une aversion pour le risque identique. Le bien-être dans un pays est mesuré par la somme actualisée des mesures instantanées du bien-être (ou «utilité») lié à la consommation du revenu (salaires et indemnités de chômage). La fonction d'utilité retenue est standard (voir l'annexe) ; elle fait intervenir le degré d'aversion des individus vis-à-vis du risque.

Dans la pratique, le degré d'aversion pour le risque n'est pas observable⁹. Il est d'ailleurs possible que ce paramètre varie d'un pays à l'autre. Il paraît néanmoins raisonnable de considérer comme réalistes des niveaux d'aversion au risque compris entre 1 et 5 (voir l'encadré 2) : un paramètre d'aversion au risque de 1 (5) signifie que l'agent est prêt à payer 0,5% (2,4%) de sa richesse pour s'assurer contre le risque de perdre ou de gagner avec la même probabilité 10% de cette richesse.

9. Pour les États-Unis, Ogaki M. et C. Reinhart (1998) : «Measuring Intertemporal Substitution: The Role of Durable Goods», *Journal of Political Economy* 106, donnent des valeurs de l'aversion au risque de 1,3 à 3,7, et Barsky, R., F. Juster, M. Kimball et M. Shapiro (1997) : «Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Study», *Quarterly Journal of Economics* 112, donnent une valeur de 5,5.

Encadré 2 : Interprétation du coefficient d'aversion au risque

Un exemple simple issu de Gollier (2004)^a permet d'illustrer la signification économique du paramètre d'aversion au risque. Il s'agit de répondre à la question suivante : quelle part λ de sa richesse un agent est-il prêt à payer pour s'assurer contre le risque de perdre ou de gagner avec la même probabilité une proportion α de cette richesse ?

Si l'on suppose que la fonction d'utilité de l'agent est de la forme

$$u(W) = \begin{cases} \frac{W^{1-\sigma}}{1-\sigma} s i \sigma \neq 1 \\ \ln(W) s i \sigma = 1 \end{cases} \quad \text{et en normalisant } W \text{ à } 1, \text{ la valeur } \lambda \text{ recherchée vérifie}$$

$$\frac{1}{2} \frac{(1-\alpha)^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{1}{2} \frac{(1+\alpha)^{1-\sigma}}{1-\sigma} = \frac{(1-\lambda)^{1-\sigma}}{1-\sigma}$$

Le tableau suivant reporte les valeurs de λ pour $\alpha = 10\%$ et $\alpha = 50\%$ et pour différentes valeurs d'aversion au risque σ comprises entre 0,5 et 40.

σ	$\alpha = 10\%$	$\alpha = 50\%$
0,5	0,3%	6,7%
1	0,5%	13,4%
5	2,4%	40,7%
10	4,4%	46%
40	8,4%	49,1%

Si l'agent est prêt à payer environ 2,4% de sa richesse pour s'assurer contre le risque de perdre ou de gagner avec la même chance un dixième de cette richesse, on en déduit qu'il a un paramètre d'aversion au risque de 5.

On peut raisonnablement penser d'après les valeurs reportées dans ce tableau que la majorité des agents de l'économie a un paramètre d'aversion au risque compris entre 1 et 5. En effet, peu d'individus seraient prêts à payer 46% de leur richesse pour s'assurer contre une variation (à la hausse comme à la baisse) de 50% de cette richesse ($\sigma = 10$).

a. Gollier, C. (2004) : «The Economics of Risk and Time», MIT Press, Cambridge, Mass.

La démarche retenue ici consiste à estimer le niveau d'aversion au risque d'un individu tel que celui-ci soit indifférent entre les caractéristiques du marché du travail du pays étranger et celles du marché français et de vérifier que ce niveau «pivot» est raisonnable compte tenu du niveau considéré comme normal (compris entre 1 et 5). Si c'est le cas, les caractéristiques des marchés du travail français et du pays étranger sont jugées équivalentes en termes de bien-être.

À titre d'illustration, considérons un pays ayant un niveau de revenu moyen et un niveau de risque supérieurs à ceux observés en France. L'aversion au risque telle qu'un Français est indifférent entre les caractéristiques des marchés du travail des deux pays doit être d'autant plus élevée que le pays étranger présente un faible surcroît de risque par rapport à la France. Si ce niveau pivot d'aversion au risque est supérieur à 5, cela signifie qu'il est très peu probable, sinon impossible, que dans l'économie des agents ne voient pas leur bien-être augmenter lorsque les caractéristiques du marché du travail étranger sont transposées au marché du travail français. Dans ce cas, l'étranger est jugé plus efficace que la France en termes de bien-être.

3.1 Le bien-être d'un Français apparaît inférieur à celui d'un Australien ou d'un Finlandais...

Le tableau 2 reporte les estimations des niveaux d'aversion au risque laissant indifférent un individu français qui se verrait imposer les caractéristiques du marché du travail d'un pays étranger. Ces estimations sont réalisées sur les données de 2004 pour l'individu «moyen», c'est-à-dire pour l'individu dont la situation initiale (chômeur ou travailleur) est *a priori* indéterminée¹⁰.

Tableau 2: estimation des pivots d'aversion au risque

Pays dont les caractéristiques du marché du travail sont transposées en France	paramètre d'aversion au risque laissant inchangé le bien-être
Allemagne	2,3
Autriche	2,9
Belgique	4,1
Italie	2
Australie	5,1
Canada	3,1
États-Unis	4,4
Irlande	4,3
Royaume-Uni	1
Finlande	7

Aide à la lecture : un agent français «moyen» ayant un paramètre d'aversion au risque de 2,3 voit son niveau de bien-être inchangé lorsque les caractéristiques du marché du travail allemand sont transposées au marché du travail français. En gras, apparaissent les pays plus performants que la France.

Il semble que la Finlande - et dans une moindre mesure l'Australie - permettent d'atteindre des niveaux de bien-être supérieurs à celui assuré par

le marché du travail français. Les niveaux pivot d'aversion au risque estimés pour ces deux pays paraissent en effet excessivement élevés. Il faudrait par exemple que les Français aient un paramètre d'aversion au risque de 7 pour que leur niveau de bien-être soit le même lorsque les caractéristiques du marché du travail français sont remplacées par les caractéristiques du marché du travail finlandais. Or, il est très peu probable que dans la réalité, les Français soient autant averses au risque, suggérant que le surplus de revenu assuré par le marché du travail finlandais permet de compenser largement le surplus de risque de revenu présent dans ce pays.

3.2 ...mais pas forcément différent de celui des individus des autres pays

S'agissant des autres pays, il n'est pas possible de se prononcer clairement sur une éventuelle supériorité des caractéristiques des marchés du travail par rapport à celles du marché français. Par exemple, il faudrait que les individus aient une aversion au risque inférieure à 4,4 pour que le bien-être d'un Français évoluant sur un marché du travail semblable au marché américain soit supérieur au niveau de bien-être procuré par le marché français. Dans ce cas on pourrait conclure que le système américain est préférable au système français. Cependant, on ne peut exclure l'hypothèse d'un paramètre d'aversion au risque supérieur à 4,4.

Rappelons pour finir que l'approche adoptée ici est nécessairement très simplificatrice. Dans la réalité, les caractéristiques du marché du travail (taux de remplacement, taux de chômage et probabilités de trouver un emploi et d'être licencié) sont non seulement le résultat des institutions du marché du travail, mais encore de particularités sur le marché des biens, tel le degré de concurrence, tandis que le salaire moyen s'explique par d'autres facteurs, comme la productivité et la durée hebdomadaire du travail. En outre, il a été supposé que les travailleurs sont homogènes, alors que dans la réalité la proportion d'individus qualifiés varie d'un pays à l'autre. Par ailleurs, les écarts de salaire entre pays s'expliquent aussi par des différences dans les systèmes de retraite, d'éducation ou de santé, éléments qui ne sont ici pas pris en compte. Enfin, les résultats présentés ici ne s'appliquent qu'à la tranche d'âge des 25-59 ans. Or, les pays nordiques et anglo-saxons jouissent d'une supériorité par rapport aux pays continentaux et méditerranéens pour assurer de faibles taux de chômage chez les jeunes et des taux d'emploi élevés chez les travailleurs âgés. Cependant les aversions au risque de ces groupes sont aussi différentes de celles du reste de la population. Il est en conséquence difficile de savoir dans quel sens le classement relatif des pays serait modifié par l'élargissement de l'analyse à ces groupes.

Romain BOUIS, Jean-Paul RENNE

Directeur de la Publication : Philippe BOUYOUX
 Rédacteur en chef : Philippe GUDIN DE VALLERIN
 Mise en page : Maryse DOS SANTOS
 (01.44.87.18.51)

10. Dans le cas où la situation initiale des individus est déterminée, les résultats diffèrent. Par exemple, si l'individu considéré est initialement au chômage, son niveau de bien-être dépend surtout du niveau moyen du taux de remplacement tandis que si cet individu est initialement employé, son niveau de bien-être est surtout déterminé par le niveau de salaire.

Annexe : Présentation du modèle

Dans chaque pays j , les ménages sont soumis à des chocs idiosyncrasiques sur le marché du travail. Ces chocs sont modélisés en considérant deux états de la nature : emploi et chômage. À chaque date t , le ménage représentatif peut soit être en situation d'emploi ($S_t = E$), auquel cas il perçoit un salaire w_j , soit être en situation de chômage ($S_t = U$), et recevoir une prestation $\theta_j w_j$, où $\theta < \theta_j < 1$.

L'utilité d'un ménage

Il n'y a aucune épargne, la totalité du revenu perçu étant consommée à la date courante. En notant β le taux de préférence pour le présent du ménage, l'utilité intertemporelle du ménage représentatif occupant un emploi à la date t dans le pays j s'écrit

$$E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \frac{C_{j,t+k}^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma_j} \middle| S_t = E \right] \text{ avec } C_{j,t} = w_{j,t} = w_j \text{ si le ménage est employé, et } C_{j,t} = \theta_j w_j \text{ sinon.}$$

Les transitions emploi-chômage

Pour chaque agent, l'évolution de l'état de la nature (emploi E ou chômage U) est modélisée comme une chaîne de Markov à deux états

définie par la matrice de transition $\Pi_j = \begin{pmatrix} \pi_{E,E}^{(j)} & \pi_{U,E}^{(j)} \\ \pi_{E,U}^{(j)} & \pi_{U,U}^{(j)} \end{pmatrix}$, où $\pi_{SS'}$ est la probabilité de passer de l'état S à l'état S'

(donc $\pi_{EU} = 1 - \pi_{EE}$ et $\pi_{UE} = 1 - \pi_{UU}$).

Ces notations sont pratiques pour calculer les probabilités des états futurs d'un agent. Considérons par exemple un agent initialement en situation d'emploi à la date t . Par définition, la probabilité que cet agent soit encore employé à la date $t+1$ est π_{EE} et celle qu'il soit au chômage, π_{EU} . La probabilité que cet agent soit employé en $t+2$ est égale à $\pi_{EE}\pi_{EE} + \pi_{EU}\pi_{UE}$, celle qu'il soit au chômage en $t+2$, $\pi_{EE}\pi_{EU} + \pi_{EU}\pi_{UU}$ ^a. De même, la probabilité qu'un agent soit employé et la probabilité qu'un agent soit au chômage en $t+2$ sachant qu'il était au chômage en t sont respectivement données par $\pi_{UE}\pi_{EE} + \pi_{UU}\pi_{UE}$ et $\pi_{UU}\pi_{UU} + \pi_{UE}\pi_{EU}$. Il est facile de vérifier que ces probabilités correspondent aux quatre éléments de la matrice $\Pi \times \Pi$. De même, les probabilités qu'un agent soit employé ou au chômage en $t+k$, connaissant son état en t sont obtenues en calculant la matrice produit Π^k : la première colonne (respectivement la deuxième colonne) de cette matrice donne les probabilités relatives à un agent initialement employé (au chômage) ; la première ligne (la deuxième ligne) est relative à une situation d'emploi (de chômage) en $t+k$.

On peut en outre montrer que la matrice de transition vérifie la propriété dite d'ergodicité^b : la multiplication de la matrice Π par elle-même un nombre infini de fois aboutit à une matrice dont les colonnes sont égales entre elles et correspondent (à un facteur multiplicatif près) à l'unique vecteur α tel que $\Pi\alpha = \alpha$.

Dans notre cas, le premier (respectivement le deuxième) élément de α correspond à la probabilité qu'un ménage soit employé (respectivement au chômage) dans un nombre infini de périodes. L'ergodicité entraîne que ces probabilités sont indépendantes de la situation initiale de l'agent. Si l'on note $\alpha = [1 - \tau; \tau]'$, dans la mesure où le nombre d'agents est grand, τ est également le taux de chômage qui prévaut dans l'économie.

Les exercices contrefactuels

On propose de calculer les niveaux d'aversion au risque tels que l'utilité de l'agent «moyen» - c'est-à-dire dont la situation (emploi ou chômage) est indéterminée ex-ante - soit inchangée lorsque les caractéristiques du marché du travail étranger sont transposées au marché du travail français. Formellement, on cherche la valeur du paramètre d'aversion au risque σ telle que

$$\sum_{k=0}^{\infty} \beta^k (u(w_{FR}, \sigma), u(\theta_{FR} w_{FR}, \sigma)) \Pi_{FR}^k \begin{pmatrix} \pi_E \\ \pi_U \end{pmatrix} = \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k (u(w_{ET}, \sigma), u(\theta_{ET} w_{ET}, \sigma)) \Pi_{ET}^k \begin{pmatrix} \pi_E \\ \pi_U \end{pmatrix}$$

où $u(\cdot)$ désigne la fonction d'utilité élémentaire, $\pi_E = 1 - \tau_{FR}$ et $\pi_U = \tau_{FR}$ pour un individu «moyen», θ_{FR} et θ_{ET} , les taux de remplacements français et étrangers et Π_{FR} et Π_{ET} , les matrices respectives des probabilités de transitions en France et à l'étranger^c.

- En effet, deux chemins disjoints permettent d'aboutir à l'état «emploi» en $t+2$: (a) le ménage est resté employé en $t+1$ et en $t+2$ (événement dont la probabilité est $\pi_{EE}\pi_{EE}$) et (b) le ménage est tombé au chômage en $t+1$ mais a retrouvé du travail en $t+2$ (événement dont la probabilité est $\pi_{EU}\pi_{UE}$).
- La matrice de transition doit toutefois être irréductible. Cox et Miller (1965) : «The theory of stochastic processes», Methuen, London fournissent par exemple une démonstration algébrique de ce résultat.
- Le facteur d'escompte mensuel $\beta = 1/(1 + \tau_m)$ est calculé à partir du taux d'intérêt réel mensuel $\tau_m = (1 + \tau)^{1/12} - 1$ où τ est le taux d'intérêt réel annuel. Pour un taux d'intérêt annuel réel de 2%, on retient ainsi un facteur d'escompte mensuel de 99,835%.