



DOCUMENT DE RECHERCHE

EPEE

CENTRE D'ETUDE DES POLITIQUES ECONOMIQUES DE L'UNIVERSITE D'EVRY

La qualité de l'emploi en France : tendance et cycle

Florent FREMIGACCI & Yannick L'HORTY

05 - 19

La qualité de l'emploi en France : tendance et cycle

Florent Fremigacci

Yannick L'Horty *

Septembre 2005

Résumé

Une définition de la qualité de l'emploi a été proposée par la Commission européenne et adoptée par le Conseil européen de Laeken en décembre 2001. L'objet de cette étude est d'appliquer cette définition multidimensionnelle et relative sur des données françaises couvrant la période 1982-2002. Après avoir construit dix indicateurs représentatifs de chacune des dix dimensions de la qualité de l'emploi, nous les synthétisons à l'aide de plusieurs indicateurs composites estimés à l'aide de techniques statistiques inspirées de l'analyse conjoncturelle. On applique des décompositions cycle-tendance et l'analyse en facteurs communs, afin de déterminer les propriétés temporelles de ces indicateurs synthétiques. Deux résultats paraissent robustes à une grande variété de techniques et de tests. 1) La qualité de l'emploi définie selon Laeken a une allure procyclique, elle s'améliore systématiquement avec les embellies conjoncturelles ; 2) elle augmente de façon tendancielle.

Mots-clés : Qualité de l'emploi, modèle à facteurs communs, décomposition cycle-tendance.

Classification JEL : J23, J62, J81

* EPEE-Université d'Evry-Val d'Essonne, 4 bd F. Mitterrand, 91 025 Evry cédex. e-mail : lhorty@eco.univ-evry.fr.

Introduction

Si l'on souhaite mesurer la qualité des emplois, une première démarche est de questionner directement les individus sur leur satisfaction à travailler. Les jugements individuels subjectifs peuvent permettre de construire des indices synthétiques à un niveau agrégé. Cette démarche a été initiée par Jencks et *alii* (1988) sur données canadiennes. Une deuxième approche, plus indirecte, consiste à sélectionner et à tenter de mesurer les différents déterminants de la qualité des emplois. On définit alors un bon emploi à l'aide d'une combinaison d'attributs qualitatifs. En pratique, on peut s'appuyer sur de nombreuses études pour circonscrire les dimensions essentielles de la qualité de l'emploi, avant de les objectiver à l'aide de plusieurs sources statistiques. Certains travaux mettent en avant les caractéristiques spécifiques du poste de travail (niveau de rémunération, stabilité du contrat de travail, horaires, qualifications requises, etc) et d'autres insistent sur l'environnement de travail au sens large (conditions de travail, accès à la formation, perspectives de carrière, etc.). Cette démarche objective est fréquemment utilisée en comparaison internationale, en particulier par l'Organisation International du Travail autour de la thématique du travail décent. Si l'on se réfère à l'étude comparative de Ghai (2003), la France serait en médiocre position en ce qui concerne les disparités entre hommes et femmes, le dialogue social, le taux d'activité et le taux de chômage mais elle obtient un bon classement en terme de protection sociale.

Ces deux démarches, subjectives et objectives, ne sont pas complètement indépendantes dans la mesure où la satisfaction des individus est sensible à de nombreux éléments matériels, même si elle contient une information spécifique. Sur données américaines, Freeman (1978) met en évidence une relation inverse entre l'affiliation syndicale et la satisfaction au travail et une coïncidence entre mobilité et insatisfaction. Hamermesh (1999) étudie la sensibilité de la satisfaction des travailleurs au niveau de rémunération relativement au niveau d'éducation. Sur des données britanniques, Clark (2001) montre que le salaire et la sécurité de l'emploi conditionnent la satisfaction des individus. Avec le panel européen, Diaz-Serrano et Cabral Vieira (2005) insistent sur les différences entre les bas salaires et les hauts salaires dans les déterminants de la satisfaction.

Dans le cas de la France, l'approche subjective ne peut pas être mise en œuvre car les enquêtes statistiques publiques sur l'emploi ne comportent pas de questions de satisfaction. Le panel communautaire européen y remédie sur un petit échantillon mais les données ne sont disponibles que depuis 1994, ce qui donne un recul insuffisant pour se prononcer sur l'évolution en longue période de la qualité de l'emploi. Seule l'approche objective peut être implémentée mais elle pose, ici comme ailleurs, un problème important : puisqu'il existe un grand nombre de critères qualitatifs qui peuvent contribuer à la satisfaction de l'emploi, il y a une infinité de combinaisons et de pondérations possibles entre tous ces attributs. Comment établir la liste des attributs de la qualité de l'emploi ?

Une réponse explicite à ce type de question est fournie par la définition de la qualité de l'emploi adoptée par le Conseil européen à Laeken en décembre 2001. Proposés par la Commission en juin 2001, la définition de Laeken porte sur dix dimensions de la qualité qui sont assorties d'indicateurs clés et d'indicateurs de contexte qu'il est recommandé d'évaluer à l'aide de sources statistiques standardisées. La qualité de l'emploi est présentée comme un concept relatif et multidimensionnel qui couvre à la fois les caractéristiques des emplois et le contexte du marché du travail en prenant en compte le point de vue des employeurs et celui des salariés. Les différentes dimensions portent sur l'accessibilité des emplois, les perspectives de mobilité sociale, de qualification et d'ascension salariale, les discriminations

entre les sexes, selon l'âge, la nationalité ou le handicap, la santé et la sécurité au travail, le recours au temps partiel et aux contrats à durée déterminée, la capacité des emplois à ne pas déséquilibrer la vie familiale, la qualité du dialogue social et l'efficacité du travail mesurée pas la productivité. L'idée est bien de quantifier, autant que possible, tous ces éléments y compris les plus qualitatifs.

Les indicateurs de Laeken fournissent une définition de référence de la qualité de l'emploi qui a l'avantage appréciable d'avoir fait l'objet d'un accord politique entre l'ensemble des pays européens. Cette définition est régulièrement utilisée en comparaison européenne dans les travaux d'Eurostat et dans les rapports annuels sur l'emploi en Europe qui contiennent depuis 2001 un chapitre traitant exclusivement ou presque de qualité de l'emploi. A notre connaissance, les indicateurs de Laeken n'ont toutefois pas été estimés dans une dimension temporelle suffisamment longue pour en documenter les propriétés tendanciennes et cycliques.

La place de la qualité de l'emploi dans les sommets européens

Il semble que le thème de la qualité de l'emploi fasse l'objet d'un intérêt pro-cyclique de la part des différents Conseils européens. Il est devenu prioritaire à la fin de la période de croissance forte de la deuxième moitié des années quatre-vingt-dix et semble en recul aujourd'hui.

Alors que la stratégie européenne pour l'emploi mise en œuvre après le sommet de Luxembourg de 1997, vise principalement la baisse du taux de chômage et la hausse des taux d'emploi, la notion de qualité de l'emploi joue un rôle central lors du Conseil européen de Lisbonne de mars 2000. La stratégie de Lisbonne fixe l'objectif de faire de l'Europe « l'économie de la connaissance la plus compétitive et la plus dynamique au monde, capable d'une croissance économique durable accompagnée d'une *amélioration quantitative et qualitative de l'emploi* et d'une plus grande cohésion sociale ». La qualité de l'emploi a été ensuite présentée comme *l'un des objectifs prioritaires* lors du Conseil de Nice en décembre 2000. Elle est devenue un *objectif horizontal général* lors du Conseil européen de Stockholm en mars 2001. En décembre 2001, la définition multidimensionnelle de la qualité de l'emploi, proposée par la commission six mois plus tôt et assortie de propositions d'indicateurs et de sources statistiques, est adoptée lors du sommet de Laeken. Depuis, le thème semble en perte de vitesse. Il représente une part de plus en réduite des rapports annuels sur *l'emploi en Europe* dont il occupait un chapitre entier en 2001. Le Conseil européen de Barcelone de mars 2002 identifie ce domaine comme étant l'un de ceux requérant une impulsion spéciale. Le Conseil de Bruxelles de mars 2005 dresse un « bilan mitigé » de la stratégie de Lisbonne et propose un « recentrage des priorités sur la croissance et l'emploi ».

L'objet de cette étude est de mettre en œuvre les indicateurs de Laeken sur données françaises en longue période (1982-2002). Les questions auxquelles nous voulons répondre sont les suivantes : quelles sont les évolutions tendanciennes et conjoncturelles de la qualité de l'emploi lorsqu'elle est mesurée pas les indicateurs de Laeken ? Y a-t-il une dégradation structurelle de la qualité de l'emploi ou au contraire une amélioration ? Pourquoi ? Quelles relations la qualité de l'emploi entretient-elle avec la conjoncture ? Dans la mesure où les dix indicateurs clé et les indicateurs de contexte qui les accompagnent sont des données quantitatives qui permettent de construire des séries temporelles, il est envisageable de fabriquer des indicateurs composites de la qualité de l'emploi permettant de répondre à toutes ces questions. Une première section décrit les dix dimensions de la qualité de l'emploi. Une deuxième section présente les indicateurs synthétiques issus de différentes techniques d'agrégation.

1. Les composantes de la qualité de l'emploi

Dans la communication intitulée « Politiques sociales et de l'emploi : investir dans la qualité » (2001), la Commission européenne précise le contenu des dix dimensions de la qualité de l'emploi. Chaque dimension se décline sous la forme d'indicateurs clé et de contexte (à l'exception de deux dimensions où les indicateurs clés ne sont pas précisés). Au total, 31 indicateurs sont nécessaires pour estimer la qualité de l'emploi. Dans cette première section, nous présentons le contenu de chacune des dix dimensions et les résultats de l'évaluation des indicateurs correspondants sur les données françaises, tout en soulignant à chaque fois les limites de l'exercice.

L'essentiel des indicateurs est estimé avec les enquêtes Emploi de l'INSEE, qui correspondent à la version française de l'enquête communautaire sur les forces de travail. Nous avons également mobilisé les Comptes Nationaux annuels (productivité, dimension n°10), ainsi que les statistiques de la DARES (pouvoir d'achat du salaire minimum et taux de salaire horaire ouvrier, dimension n°8) et de la CNAMTS (congrés maladie et accidents du travail, dimension n°4).

1. Qualité intrinsèque de l'emploi : un indice de l'ascension salariale

La première dimension est intitulée « la qualité intrinsèque de l'emploi » et porte sur la rémunération. L'indicateur clé recommandé par la Commission peut être exprimé de façon synthétique en calculant les chances d'accéder à l'emploi et celles de passer à un décile de salaire supérieur lorsque l'on est initialement sous le salaire médian (moyenne pondérée des taux de transition de d1 à d2, de d2 à d3, de d3 à d4 et plus). L'idée n'est pas de mesurer des hausses relatives de salaires ou des déformations des inégalités salariales, mais de mesurer des hausses significatives de pouvoir d'achat. C'est pourquoi nous avons rétopolés le niveau des déciles de 2002, pour les appliquer jusqu'en 1982 en utilisant l'indice des prix à la consommation, pour avoir une structure constante en pouvoir d'achat. L'indicateur clé exprime ainsi les chances d'accès au salaire ou d'ascension salariale pour les bas salaires. La série est volatile avant 1990 car le salaire dans l'enquête Emploi n'est pas codé comme une variable continue et que nous avons du imputer la valeur médiane de chaque classe à l'ensemble de ses membres.

Globalement, l'indice apparaît croissant sur les vingt années (graphique 1). Si une moindre ascension salariale est perceptible au début des années quatre-vingt-dix, l'indicateur connaît une amélioration sensible par la suite, laissant ainsi entrevoir une certaine sensibilité aux inflexions conjoncturelles. En 2002, un adulte sur cinq voit sa situation s'améliorer par rapport à l'année précédente (retour à l'emploi ou changement de décile de rémunération). Ce taux n'a jamais été aussi élevé sur les 20 dernières années. La plupart des études sur la mobilité salariale (Amossé (2003), Germe (2003)) concluent, pour leur part, à une relative stabilité dans le temps.

2. Qualification et éducation : l'accès à la formation

Permettre aux individus de faire valoir leurs compétences et de les améliorer grâce à une éducation et une formation adaptées tout au long de la vie est une autre dimension essentielle de la qualité du travail. Pour l'appréhender, la Commission recommande de calculer le pourcentage de la population en âge de travailler participant à des mesures d'éducation et de formation, initiale ou continue. Le calcul révèle la très faible participation aux programmes d'éducation et de formation (entre 2 et 3,5%) de la population en âge de travailler en France¹.

¹ Compte tenu du découpage en classes proposé par la Commission, nous avons implicitement considéré que la population en âge de travailler recouvrait les 25-64 ans.

Deux phases peuvent néanmoins être distinguées (graphique 1). La première, qui s'étend de 1982 à 1990, correspond à une hausse sensible du taux de participation. Cette augmentation peut être reliée à la mise en place de politiques publiques adaptées visant à développer la formation professionnelle continue. Citons, par exemple, la loi du 24 février 1984 sur le financement du Congé Individuel de Formation et son extension aux salariés d'entreprises de moins de 10 salariés ou les accords du 24 mars 1990 qui reconnaissent le droit au CIF pour les travailleurs en CDD. La seconde phase (1990-2002) s'apparente à une période de stabilité du taux de participation qui s'établit durablement au dessus de 3%.

En outre, le calcul des indicateurs de contexte révèle que les taux de participation varient considérablement selon le genre, l'âge, le niveau d'éducation et la situation de l'emploi. Ces derniers ont ainsi considérablement augmenté pour les femmes (passant de 1,8% en 1982 à 3,6% en 1994) avant de se stabiliser par la suite. En revanche, les taux masculins, qui ont également connu une hausse sensible entre 1982 et 1990 (de 2,5% à 3,5%), ne cessent de décroître depuis lors (environ 2,8% en 2002). Depuis 1993, le taux de participation des femmes est sensiblement supérieur à celui des hommes mais n'en demeure pas moins inférieur à la moyenne européenne (8,5% en 2002)².

La participation des individus aux programmes d'éducation et de formation décroît également avec l'âge. Relativement faible pour les 45-54 ans (0,8%), elle l'est encore davantage pour les 55-64 ans (0,2%). En constante augmentation depuis 1982, le taux de participation des 25-34 ans s'est, pour sa part, stabilisé autour de 8% à partir de 1994. Enfin, les individus ayant un réel besoin en formation (inactifs, chômeurs, personnes peu diplômées) sont paradoxalement ceux dont les taux de participation sont les plus faibles.

3. Egalité entre les hommes et les femmes : les écarts de salaires

La promotion de l'égalité des chances entre hommes et femmes constitue une dimension de la qualité en tant que « principe directeur de la modernisation du modèle social européen ». Mais l'analyse et l'interprétation des différents types de discrimination selon le genre nécessite de prendre un certain nombre de précautions. La principale difficulté demeure de raisonner *toutes choses égales par ailleurs*. Les résultats observés (écarts de salaires, répartition en emplois,...) peuvent relever d'éventuelles différences de dotations en caractéristiques productives ou de différences inter-individuelles en caractéristiques non productives (le genre en l'occurrence). Seules ces dernières relèvent de discriminations pures.

L'indicateur clé proposé par la Commission est le rapport d'un indice des rémunérations horaires des femmes à celui des hommes pour des employés occupés 15 heures ou plus par semaine. La mise en œuvre de cet indice suggère une nette amélioration de la situation relative des femmes (graphique 1), mais il s'agit là d'une mesure agrégée qui peut refléter aussi bien de moindres discriminations que des changements entre hommes et femmes en matière de dotations en caractéristiques productives ou de structures des emplois occupés. Si les femmes sont de plus en plus présentes sur le marché du travail, la majorité de leurs emplois reste concentrée dans le secteur des services (l'écart de taux d'emploi entre hommes et femmes atteignant 60% pour le métier d'ouvrier) et regroupée sur un petit nombre de professions déjà fortement féminisées (chez les employés, le taux d'emplois féminin est supérieur de 50% au taux masculin). En dépit d'une diminution constante de l'écart observé

² A ce sujet, la Commission souligne l'existence « d'écarts importants entre Etats membres (...) le taux de participation en 2002 étant inférieur à 5% en Grèce, en France, au Portugal, en Italie et en Espagne mais supérieur à 16% au Royaume-Uni, au Danemark, en Suède, en Finlande et aux Pays-Bas ».

sur la période de référence, les femmes restent significativement sous représentées dans les professions de cadre (le différentiel de taux d'emploi s'établissant à 30% en 2002) bien que plus diplômées en moyenne.

Pour avoir une mesure de la discrimination salariale subie par les Femmes, on peut se reporter à l'étude de Meurs et Ponthieux (2000). En considérant l'ensemble des salariés, les auteurs aboutissent à un écart salarial estimé de 27%. Celui-ci est presque totalement expliqué (85%) par les moindres durées de travail des Femmes et des caractéristiques individuelles moins favorables à ces dernières. La part non expliquée de l'écart représente, quant à elle, un peu plus de 15% et se partage à peu près équitablement entre « avantage masculin » et « désavantage féminin ». En revanche, si l'on se restreint à la population des salariés à temps complet, l'écart salarial n'est plus que de 10,7% et la part expliquée de 52%. La part inexpliquée est proche de 50% et le désavantage féminin en représente une fraction plus importante. On mesure donc toute l'importance de raisonner *toutes choses égales par ailleurs* et de choisir une spécification adaptée à l'étude des différences observées.

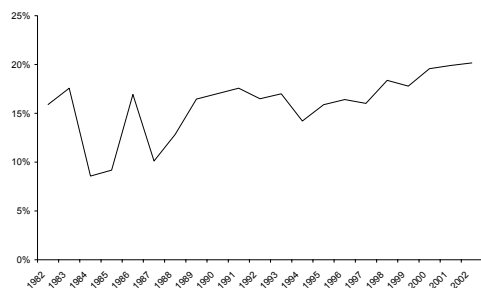
4. Santé et sécurité au travail : les accidents du travail

La Commission relève que, sur longue période, le taux d'incidence³ a nettement diminué (cf. *L'emploi en Europe*). Toutefois, elle souligne également la nécessité d'appréhender le concept de santé dans son sens le plus large. Aussi, les conditions de travail doivent-elles être sûres, saines et favorables, tant en termes physiques que psychologiques. En ce sens, la Commission se rapproche de la définition retenue par le BIT : « la promotion et le maintien du niveau le plus élevé possible de bien-être physique, mental et social ».

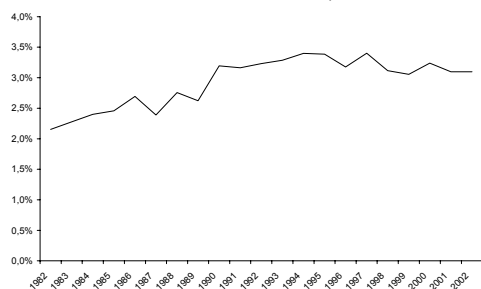
On mobilise les statistiques de la CNAM pour calculer l'indicateur clé recommandé, le taux d'incidence, soit le nombre d'accidents du travail pour 100000 salariés. On observe une baisse significative, de l'ordre de 35%, sur la période considérée. Une telle évolution peut traduire aussi bien l'amélioration intrinsèque des conditions de travail que la tertiarisation progressive de l'économie. Hamon-Cholet (2002) précise, néanmoins, que les accidents du travail concernent avant tout les Hommes jeunes, ouvriers, intérimaires ou récemment embauchés. La montée de l'activité féminine, le vieillissement de la population active et le recul de l'industrie et du bâtiment dans l'emploi se seraient donc accompagnés d'une moindre exposition aux risques professionnels. Toutefois, la fréquence des accidents est sensiblement plus élevée lorsque le rythme du travail est contraint par des machines ou des délais à respecter. De même, la polyvalence, l'obligation de respecter des normes de qualité chiffrées, le manque d'informations et le travail dans l'urgence sont autant de facteurs susceptibles de détériorer les conditions de travail, ce qui aurait pu, dans une certaine mesure, ralentir la diminution du nombre d'accidents recensés.

³ Nombre d'accidents du travail pour 100000 travailleurs

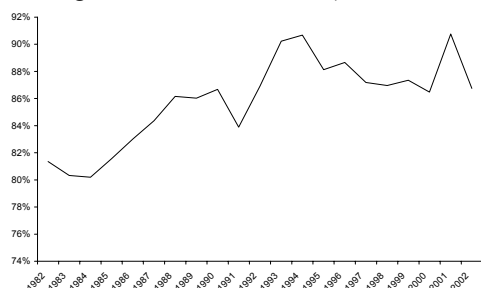
1. Qualité intrinsèque des emplois (accès à l'emploi et mobilités salariales ascendantes)



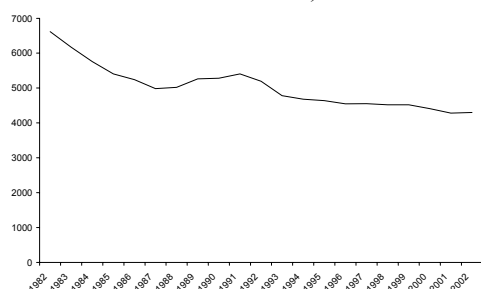
2. Qualifications et formation (% d'accès à la formation)



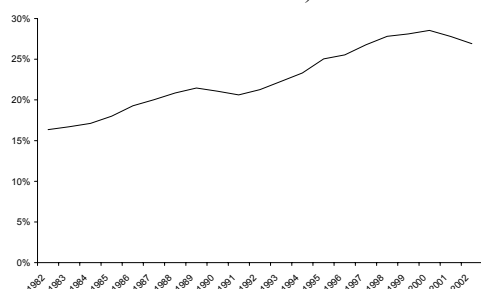
3. Egalité hommes femmes (écart salarial brut)



4. Santé et sécurité au travail (taux d'accidents du travail)



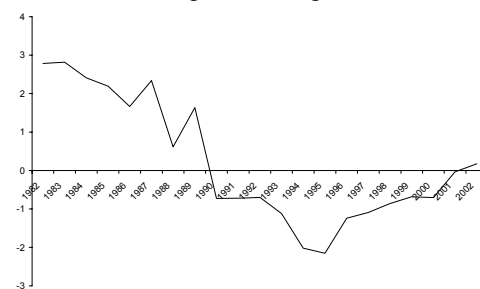
5. Flexibilité et sécurité (taux de temps partiel et CDD)



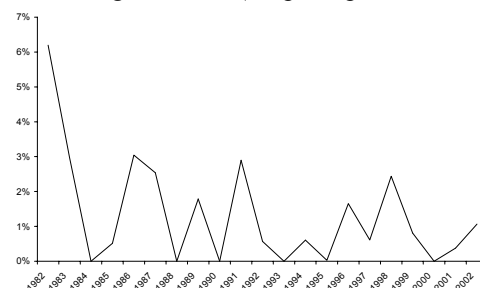
6. Insertion et accès au marché du travail (taux d'accès à l'emploi en provenance du chômage et de l'inactivité)



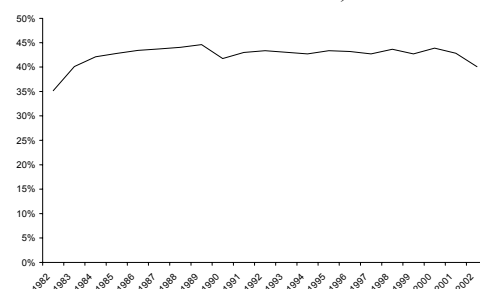
7. Equilibre vie professionnelle et familiale (écarts de taux d'emplois selon présence d'enfants)



8. Dialogue sociale (coups de pouce sur le Smic)



9. Diversité et discriminations (taux d'emploi relatif des séniors)



10. Productivité (apparente horaire)



5. Flexibilité et sécurité : les temps partiel et les contrats à durée déterminée

La Commission met régulièrement l'accent sur la nécessité de trouver le juste équilibre entre flexibilité et sécurité de l'emploi afin de garantir aux travailleurs une intégration et une progression durables sur le marché du travail tout en favorisant une acceptation plus large du changement. L'objectif est de rendre la nécessaire flexibilité *socialement* acceptable et de promouvoir, ainsi, « un emploi de qualité comme principe directeur de la modernisation du modèle social européen ».

L'indicateur recommandé est le nombre de travailleurs travaillant volontairement ou involontairement à temps partiel ou sur un contrat à durée déterminée exprimé en pourcentage du nombre total des travailleurs. Il illustre le développement des formes d'emploi flexibles que sont le temps partiel et les CDD. Les données conduisent à une tendance nettement haussière : sur la période 1982-2000, la part des travailleurs à temps partiel dans l'emploi total passe de 9 à 18% et celle des travailleurs en contrat à durée déterminée augmente de 8% (de 6 à 14%). Par ailleurs, l'évolution conjoncturelle de cet indicateur paraît contracyclique, comme pour le travail à temps partiel auquel on substitue des emplois à temps complet lors des phases de conjoncture haute, alors que les CDD sont plutôt procycliques. La procyclicité de l'indice agrégé reflète donc essentiellement les mouvements du travail à temps partiel qui participe aux deux tiers à son élaboration.

Si la part des salariés à temps partiel « contraint »⁴ a progressé entre 1990 et 1997 (passant de 35 à 42%), celle-ci a diminué depuis pour revenir à un niveau proche du seuil initial⁵. Ce constat souligne à nouveau le caractère équivoque de l'indicateur de flexibilité qui traduit, d'un côté, une amélioration sensible de la qualité de l'emploi (via le développement des formes de travail flexibles) et, de l'autre, une détérioration significative de cette dernière (via l'augmentation du travail à temps partiel « contraint », synonyme d'une moindre sécurité de l'emploi sur le marché du travail).

6. Insertion et accès au marché du travail : le retour à l'emploi

L'accessibilité de l'emploi participe également à sa qualité. La commission recommande dans ce registre d'examiner les flux de main-d'œuvre entre emploi, chômage et inactivité. La part des inactifs ou des chômeurs ayant (re)trouvé un emploi entre t-1 et t apparaît remarquablement stable sur les vingt dernières années. Le profil temporel de cette série aurait été sensiblement différent sur la période 1970-1982, les taux ayant en effet, considérablement diminué jusqu'au début des années 80 avant de se stabiliser ensuite (L'Horty, 2002).

Si le taux agrégé reflète, en partie, les mouvements de la conjoncture, on constate, néanmoins, que ce dernier s'ajuste avec retard aux inflexions de l'activité économique. Les taux d'emploi par classe d'âge et niveaux d'études principaux sont, quant à eux, stables sur longue période. Le taux d'emploi des seniors apparaît relativement faible (de l'ordre de 35%) au regard du reste de la population active. Il en va de même pour les personnes ayant un niveau d'études inférieur au Baccalauréat (leur taux d'emploi se situant environ à 65% contre 82% pour le reste de la population). Les résultats obtenus illustrent enfin les difficultés rencontrées par les jeunes (15-24 ans) pour accéder au marché du travail. Sur la période considérée, le taux de

⁴ Les salariés à temps partiel « contraint » sont les travailleurs à temps partiel qui déclarent souhaiter travailler davantage.

⁵ Les données disponibles ne fournissent pas d'information sur le temps partiel contraint avant 1990.

chômage des jeunes est particulièrement élevé et se situe entre 19 et 31%. Ce dernier se révèle beaucoup plus sensible à la conjoncture et amplifie fortement les fluctuations du chômage des adultes.

7. Equilibre entre vie professionnelle et vie privée: écarts de taux d'emploi en présence d'enfants

Un emploi de qualité permet à chaque individu de rester dans son emploi indépendamment des aléas de sa vie personnelle (maternité ou paternité, formation,...) et lui laisse également la possibilité de gérer un certain nombre d'activités extra-professionnelles (loisirs, éducation des enfants, soins, prise en charge de personnes dépendantes...). Pour le mesurer, la Commission recommande d'observer la différence absolue par sexe dans les taux d'emploi en fonction de la présence ou non d'enfants âgés de 0 à 6 ans. Sur les données françaises, la présence d'enfants exerce un effet nettement négatif sur le taux d'emploi des femmes, alors que l'effet est positif pour les hommes. Mais l'on assiste à une légère diminution des différences observées chez les femmes à partir de 1989, s'expliquant en partie par le développement de nouvelles formes de travail flexibles. L'écart s'établit néanmoins aux alentours de 10% en fin de période illustrant les difficultés rencontrées par ces dernières pour concilier vie privée et vie professionnelle. Parallèlement, le taux d'emploi des hommes ayant des enfants à charge s'améliore à partir de 1989 et entraîne l'apparition d'un différentiel de l'ordre de 13% en leur faveur.

Nous avons retenu comme indicateur la moyenne de ces deux dimensions qui intègre implicitement avantage masculin et désavantage féminin pour donner une vision d'ensemble des effets propres à la présence d'enfants en bas âge sur les taux d'emploi. L'indicateur ainsi élaboré synthétise l'information à un niveau agrégé et traduit l'amélioration de l'équilibre entre vie privée et vie professionnelle, en masquant les inégalités de genre. La présence d'enfants paraît alors n'exercer aucun effet significatif sur le taux d'emploi moyen des adultes en 2002.

8. Dialogue social et participation des travailleurs : les hausses du salaire minimum

En raison des « différences importantes qui existent entre les arrangements, pratiques et traditions des Etats membres », les discussions ont achoppé quant à la définition d'un indicateur clé de dialogue social. Dans le cas de la France, nous avons décidé après plusieurs essais de retenir les « coups de pouce » donnés au SMIC (calculés en retirant aux hausses du Smic les variations de l'indice des prix à la consommation et de la moitié du taux de salaire horaire ouvrier). Cet indicateur exprime l'état du climat social et illustre le caractère centralisé des négociations en France ainsi que le rôle directeur des interventions de l'Etat. Il est évidemment très imparfait mais il nous est apparu préférable au nombre d'accords recensés dans les bilans annuels de la négociation collective, le taux de syndicalisation ou le nombre de jour de grèves. Il permet aussi au salaire minimum de jouer un rôle positif dans l'indicateur agrégé de la qualité de l'emploi ce qui ne paraît pas déraisonnable.

Le résultat traduit le mouvement de modération salariale à l'oeuvre depuis le milieu des années 80. L'écart entre le taux de croissance du pouvoir d'achat du SMIC et le taux de croissance du demi taux de salaire horaire ouvrier est souvent nul ou faible (moins d'un point de pourcentage), à l'exception de quelques années spécifiques qui font suite à des élections législatives ou présidentielles.

9. Diversité et non discrimination : le taux d'emploi relatif des seniors

Le traité sur l'Union Européenne et la législation en vigueur arrêtent le principe selon lequel « tous les travailleurs doivent être traités avec équité sans tolérer aucune discrimination fondée sur le genre, l'âge, l'infirmité ou l'origine ethnique ». L'appréciation de la qualité des emplois peut intégrer elle aussi le respect des principes d'équité et de justice sociale. Mais les réflexions de la Commission n'ont pas abouti à la définition d'un indicateur clé. Nous avons décidé de privilégier « l'écart en matière de taux d'emploi des 55-64 ans » qui est cité en premier par la Commission (les inégalités de genre sont déjà représentées dans la dimension 3).

Cet indice est très stable sur toute la période, traduisant la persistance des inégalités d'accès à l'emploi selon l'âge. Le début des années 80 est marqué par une hausse du taux d'emploi des adultes relativement à celui des seniors, à la suite de la montée en charge des différents dispositifs de préretraite. En fin de période, on observe au contraire une montée du taux d'emploi des seniors par rapport à celui des adultes, qui coïncide avec la remise en question de ces dispositifs.

10. Performances générales du travail : les gains de productivité horaire

Le dernier indicateur exprime l'efficacité du travail. Pour la Commission, tenir compte de la qualité ne signifie pas négliger ou ignorer les méthodes existantes permettant de mesurer la réussite et les performances relatives. Elle préconise d'observer la croissance de la productivité du travail, mesurée en fonction de l'évolution des niveaux du PIB par personne employée et par heure travaillée en pourcentage. Après une phase de ralentissement jusqu'au milieu des années quatre-vingt-dix, la croissance de la productivité horaire a connu en France ensuite une forte augmentation. L'évolution observée semble refléter les fluctuations de l'activité économique, attestant du caractère procyclique de la productivité et également des effets de la réduction du temps de travail.

Au total, parmi les dix indicateurs ainsi constitués, on constate que la plupart semble affecté d'un mouvement tendanciel (graphique 1). Mais il paraît difficile de synthétiser l'information contenue dans ces séries à l'œil nu. C'est pourquoi la section suivante propose de mettre en œuvre différentes méthodes d'agrégation statistique.

2. L'évolution tendancielle de la qualité de l'emploi

Il s'agit maintenant de savoir si la qualité de l'emploi s'est structurellement améliorée ou non, en France, au cours de la période 1982-2002. Afin de répondre à cette question, nous considérerons successivement deux stratégies d'agrégation : la moyenne et l'analyse factorielle.

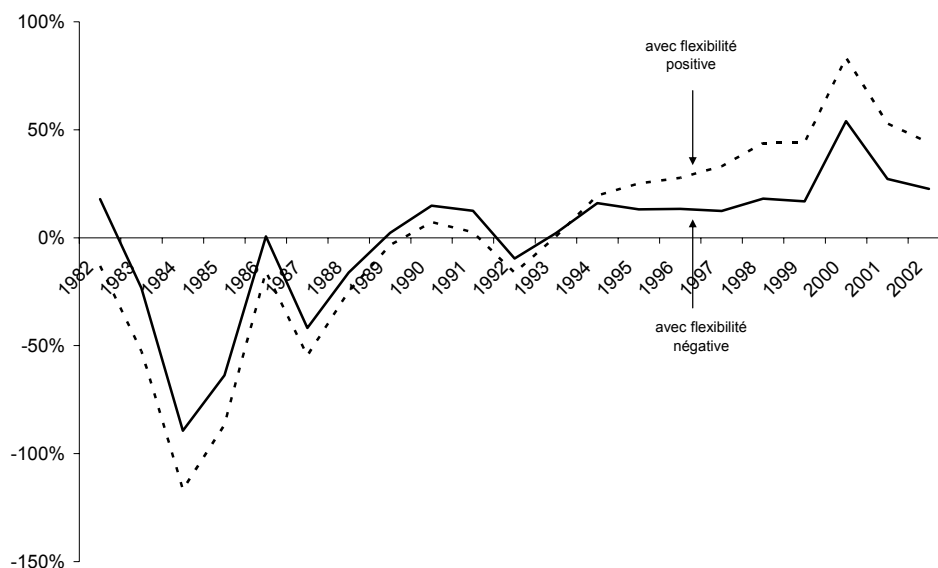
2.1. Tendances moyennes

Le moyen le plus simple de construire un indicateur composite consiste à prendre la moyenne des variables qui participent à son élaboration. Deux transformations préalables s'imposent. La première consiste à normaliser l'ensemble des séries en les centrant et en les réduisant. Cela revient à exprimer toutes les séries dans la même échelle. La seconde transformation consiste à signer correctement les séries pour que leurs mouvements exercent un effet univoque sur la qualité. Par exemple, on change le signe de la série des accidents du travail

pour que la baisse des accidents exerce un effet positif sur la qualité. Cette opération doit permettre de traduire, de façon univoque, l'effet propre de chaque variable sur le niveau de qualité. Elle nous a conduit à modifier également le signe des indicateurs correspondant aux dimensions n° 5 (flexibilité et sécurité), n°7 (équilibre vie familiale et professionnelle) et n°9 (diversité et non discrimination). Notons que le changement de signe de la dimension n° 5 ne va pas de soit si l'on suit la Commission : une part plus élevée de contrat à durée déterminée peut améliorer la flexibilité de l'emploi mais réduit sa sécurité, ce qui conduit à un effet ambigu sur la qualité. Nous avons donc effectué tous nos calculs avec deux signes possibles pour la série n°5.

Une fois ces transformations réalisées, nous sommes en mesure de construire un indicateur synthétique « brut » de la qualité du travail qui n'est autre que la moyenne des dix dimensions définies par la Commission. Il s'agit d'une moyenne non pondérée, qui revient à attribuer un poids identique à chacune des dix dimensions. Le résultat suggère une amélioration structurelle significative de la qualité du travail sur la période 1984-2002 (graphique 2). La tendance à la hausse est plus nette lorsque la part des emplois à temps partiel et sous contrat à durée déterminée est affectée d'un signe positif.

Graphique 2. Qualité de l'emploi en France (moyenne arithmétique)



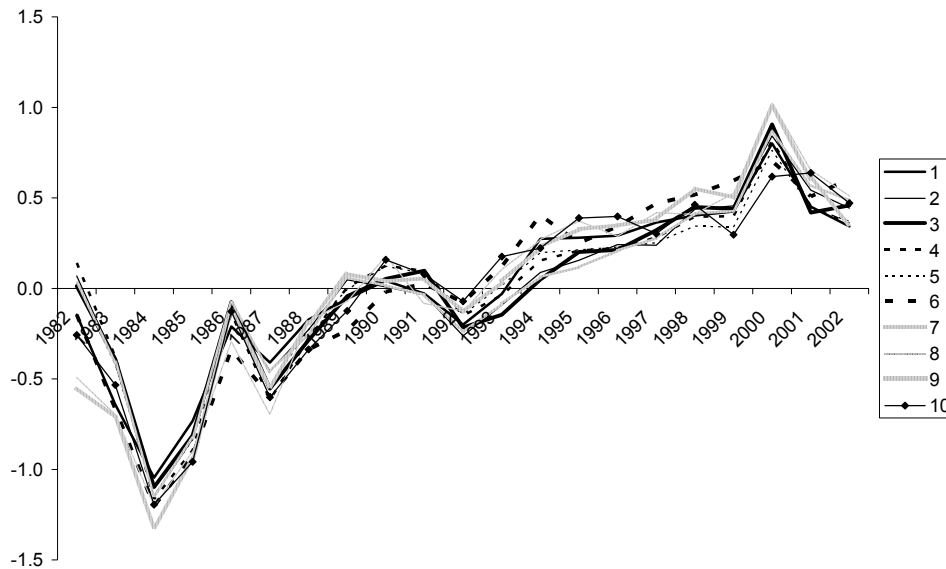
Tests de robustesse

Il s'agit là d'une première approximation dont il convient de vérifier la robustesse. Des tests formels de stationnarité montrent que les séries 4, 8 et 10 sont les seules à être stationnaires au seuil de 10%. Néanmoins, la plupart des séries sont des parts et les valeurs prises sont donc nécessairement bornées, de même que leur tendance et leur variance. Aucune de ces séries ne peut exhiber de tendance invariablement croissante ou décroissante au cours du temps ni influencer unilatéralement l'évaluation de l'évolution structurelle de long terme de la qualité de l'emploi.

Afin de tester la robustesse de l'indicateur vis-à-vis des séries qui le composent, nous avons défini dix moyennes « tronquées », calculées en supprimant, dans chaque cas, l'une des dix dimensions retenues par la Commission. Dans le graphique 3, chaque série est le résultat obtenu après suppression de chacune des dimensions dans l'échantillon. Cela permet de tester

la sensibilité de l'indicateur synthétique à la présence d'une variable donnée. Il s'avère que chaque variable prise isolément n'a qu'une influence limitée sur la construction de l'indicateur synthétique. La tendance à la hausse n'est donc pas un artefact causé par les propriétés statistiques des données.

Graphique 3. Robustesse de l'indicateur synthétique « brut » vis-à-vis des variables qui le composent



On peut aussi vérifier si la présence de la tendance est robuste au choix de pondération. En attribuant un poids égal aux différentes variables dans la construction de l'indicateur synthétique, on considère alors implicitement que la Commission accorde la même importance aux différentes composantes retenues dans l'évaluation de la qualité du travail. Plusieurs autres pondérations sont envisageables :

- Une première idée consiste à supposer que l'ordre dans lequel ont été présentés les différents indicateurs reflète leur importance dans l'appréhension de la qualité réelle du travail. Cette hypothèse nous amène à accorder un poids décroissant avec le classement attribué à chaque variable. Ce type de pondération sera qualifié « d'institutionnel » au sens où il entend incarner la volonté de la Commission.

Un autre système de pondération consiste à traduire l'intensité des liens entre variables. Deux sortes de mesures seront successivement mobilisées :

- Le carré du coefficient de corrélation multiple de chaque variable avec l'ensemble des autres.
- Une pondération mobilisant le Coefficient de Cronbach (cf. encadré) : nous utiliserons, pour chaque variable, le rapport du Coefficient Alpha de Cronbach au Coefficient de Cronbach partiel (obtenu en l'absence de la variable considérée). Notons que l'étude de la structure des corrélations entre les séries, à l'aide d'un coefficient Alpha de Cronbach, révèle que les dimensions 6, 8 et 9 sont peu corrélées avec les autres.

Le coefficient de Cronbach

Le Coefficient Alpha de Cronbach se définit de la façon suivante :

$$\alpha = \left(\frac{P}{P-1} \right) \frac{\sum_{i \neq j} \text{cov}(x_i, x_j)}{V(x_0)} = \left(\frac{P}{P-1} \right) \left(1 - \frac{\sum_j V(x_j)}{V(x_0)} \right), \quad j = 1, \dots, P$$

où P désigne le nombre de variables mobilisées pour l'étude et $x_0 = \sum_{j=1}^P x_j$ la somme de ces

« sous-indicateurs ». α mesure la part de variance totale de l'échantillon imputable à l'existence de corrélations entre sous-indicateurs. Ce coefficient croît avec le nombre de variables introduites dans le modèle et l'intensité des liens bilatéraux (covariance) qui unissent ces dernières. Si un coefficient nul reflète l'indépendance entre variables, une valeur absolue unitaire traduit l'existence d'une parfaite corrélation entre sous-indicateurs.

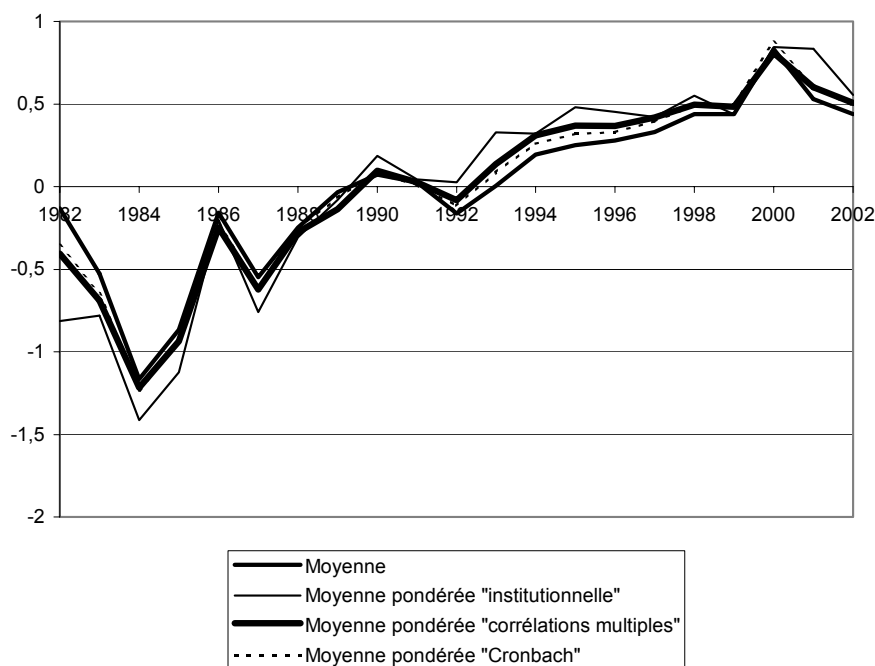
Le coefficient de Cronbach ne représente pas, à proprement parler, une mesure d'unidimensionnalité. Il s'agit plutôt d'un indice dont la valeur traduit l'aptitude d'un groupe de variables à retranscrire la nature du phénomène latent considéré (ici, la qualité du travail). A cet égard, plus la valeur du coefficient est élevée, meilleure est la qualité informationnelle des sous-indicateurs retenus. Il est possible de quantifier l'influence d'une variable k sur la cohésion interne du système en définissant un Coefficient de Cronbach α_k qui ne tient pas compte de cette dernière :

$$\alpha_k = \left(\frac{P-1}{P-2} \right) \left(1 - \frac{\sum_{i \neq k} V(x_i)}{V\left(\sum_{i \neq k} x_i\right)} \right)$$

Si le coefficient obtenu est plus grand (respectivement, petit) que le Coefficient Alpha de Cronbach initial, on peut alors penser que la variable k en question n'est pas (est) hautement corrélé avec les autres éléments du système.

Le graphique 4 représente les indicateurs obtenus par moyenne pondérée en fonction des différents systèmes de poids envisagés. La tendance à la hausse résiste à chacun de ces changements de pondérations.

Graphique 4 : Robustesse de l'indicateur synthétique « brut » vis-à-vis de la pondération utilisée



Calcul de contributions

Le mouvement de hausse de la qualité de l'emploi a lieu dans tous les cas du milieu des années quatre-vingt au début des années 2000. Comme la série synthétique est une combinaison linéaire des dix indicateurs initiaux, il est possible de calculer les contributions respectives de chacun des indicateurs à ce mouvement de hausse. Pour estimer la contribution d'un indicateur, on recalcule la moyenne en fin de période avec la valeur initiale de l'indicateur.

La contribution de l'indicateur I_j à la hausse de la qualité Q , se note :

$$\text{Contrib} = \frac{\Delta Q_t - \Delta Q'_t}{\Delta Q_t}$$

avec $\Delta Q_t = Q_t - Q_0 = \frac{\sum (\Delta I_t)}{n}$ et $\Delta Q'_t = \Delta Q_t - \frac{\Delta I_{j,t}}{n}$

$$\text{D'où Contrib} = \frac{\Delta I_{j,t}}{n \Delta Q_t}$$

Le calcul est mené en prenant pour point de départ la situation du milieu des années quatre-vingt, exprimée avec la moyenne des années 1983-1985 (prendre 1984 ou une autre année ne change pas qualitativement les conclusions, mais modifie évidemment les données).

Comme les graphiques 3 et 4 le suggéraient déjà, l'explication de la hausse tendancielle de la qualité de l'emploi relève d'une combinaison de facteurs. Trois indicateurs y contribuent pour près de 30 % chacun. Il s'agit de la qualité intrinsèque des emplois, mesurée par l'ascension

salariale (dim 1), de la sécurité du travail (dim 4) et de l'égalité homme-femme, mesurée par l'écart moyen des rémunérations (dim 3). Deux autres indicateurs contribuent pour environ 20 % : l'accès à la formation (dim 2) et l'équilibre vie familiale et vie professionnelle (dim 7).

S'il n'y avait eu que ces cinq indicateurs, la hausse de la qualité de l'emploi aurait été de 27 % au-delà de ce qui a été constaté. L'excédent est dû à l'indicateur de flexibilité et sécurité qui contribue à réduire de près de 30 % l'indice agrégé. Nous avons supposé dans ce calcul de contribution que la hausse du temps partiel et des contrats à durée déterminée était bien un indice de dégradation de la qualité de l'emploi.

Les quatre indicateurs restants ont une contribution marginale au mouvement tendanciel. Il s'agit de la hausse des gains de productivité (dimension 10) qui contribue pour 5,1 %, de la légère amélioration des taux d'emploi relatif des séniors (dim 9), qui contribue pour +4,1 %, des moindres hausses du Smic (dim 8) pour -2,5 %, et d'une légère dégradation des taux d'accès à l'emploi (dim 6) pour -3,7 %. Notons que ces différentes composantes sont volatiles et que leur contribution est donc sensible à la période observée.

Le mouvement tendanciel de hausse de la qualité de l'emploi relève donc d'une pluralité de facteurs. Cinq des dix dimensions de la qualité y contribuent très activement. Bien entendu, la tendance aurait été plus marquée et les contributions individuelles plus faibles si l'on avait pris comme référence le cas où la flexibilité est affectée d'un signe positif. La tendance aurait été également plus marquée si l'on avait considéré le niveau du pouvoir d'achat du Smic ou le niveau de la productivité plutôt que leur taux de croissance.

2.2. Tendances communes

Il apparaît souhaitable à présent de chercher à élargir la portée de ces résultats obtenus par la mise en œuvre d'une analyse factorielle, méthode qui présente l'avantage de déterminer les poids optimaux de façon endogène et de tester la robustesse de l'indicateur synthétique « brut » par rapport à la technique d'agrégation statistique employée.

L'analyse en facteurs communs synthétise l'information contenue dans les dix indicateurs sous la forme d'un ensemble restreint de variables latentes modélisant la qualité du travail (l'annexe 2 détaille le principe de cette analyse). Nous avons procédé à une analyse factorielle principale sur les dix variables signées et centrées-réduites de l'échantillon⁶. Les résultats nous ont conduits à examiner successivement trois types de configurations complémentaires.

Le modèle à un facteur commun a pour objectif de construire l'indicateur synthétique en une étape en exploitant au mieux les corrélations entre variables. En expliquant à lui seul 62% de la variance de l'échantillon, le facteur en question affirmait ainsi son caractère dominant dans l'analyse. Néanmoins, les *factor loadings* associés aux indicateurs des dimensions 6 (accès à l'emploi) 10 (productivité) sont apparus non significatifs, témoignant d'une insuffisante corrélation entre ces variables et le facteur commun. Ce résultat a par ailleurs été confirmé par l'estimation finale des communalités, qui a remis également en question la représentativité des indicateurs des dimensions 1, 8 et 9 (qualité intrinsèque, Dialogue social et discrimination par âge). L'analyse résiduelle a révélé, quant à elle, la persistance de corrélations significatives, attestant de la nécessité d'extraire des facteurs communs supplémentaires.

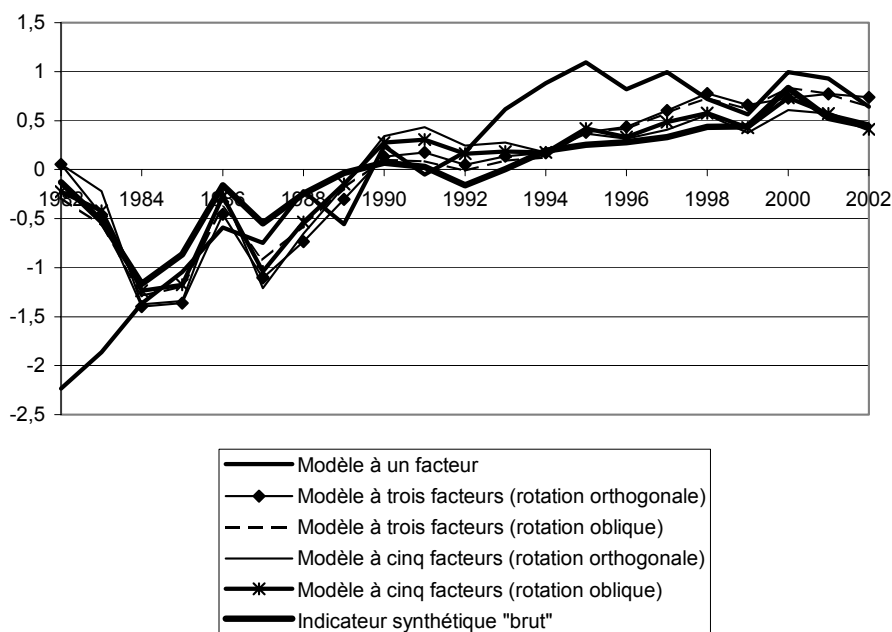
⁶ Le nombre d'observations disponibles pour l'estimation (21×10) est suffisant pour obtenir des résultats précis et convergents. On considère généralement que le nombre minimal d'observations par variable doit être compris entre 5 et 10 pour être acceptable.

Les modèles à trois et cinq facteurs peuvent être qualifiés de modèles de « second rang ». En effet, l'analyse factorielle ne constitue ici qu'une étape intermédiaire ayant implicitement pour but de réduire la dimension du problème posé. Une seconde étape est ensuite nécessaire pour agréger les facteurs jugés pertinents. Ces modèles présentent l'avantage de rendre compte de la quasi-totalité de la variance globale du système (respectivement 93% et 100%) et d'assurer une représentativité satisfaisante des différentes variables considérées à travers les structures factorielles ainsi définies. Naturellement, l'analyse résiduelle se révèle davantage concluante dans le cas du modèle à 5 facteurs qui reste le plus proche de l'hypothèse d'indépendance des résidus.

Afin de faciliter l'interprétation des résultats et tester leur robustesse vis-à-vis du type de transformation adopté, deux types de rotation ont été envisagés (orthogonale et oblique). L'application d'une rotation oblique semble plus propice à l'élimination des *split loadings* et chaque variable se trouve principalement corrélée à un facteur à l'exception des indices des dimensions 1 et 4 (qualité intrinsèque et accident du travail). Enfin, il convient de signaler que la pertinence du modèle à 5 variables apparaît foncièrement érodée par l'extraction de facteurs faiblement informatifs, comparativement au modèle à trois facteurs.

Pour agréger les facteurs, nous avons retenu une moyenne pondérée reflétant le contenu informationnel de chaque composante. Les poids sont donnés par la part de variance totale expliquée par chaque facteur. Le graphique 5 présente les séries ainsi construites. En dépit de la diversité des spécifications retenues, les allures sont globalement similaires et l'on retrouve le résultat d'une amélioration tendancielle de la qualité de l'emploi en France.

Graphique 5. Résultats de l'Analyse en facteurs communs statique



3. L'évolution cyclique de la qualité de l'emploi

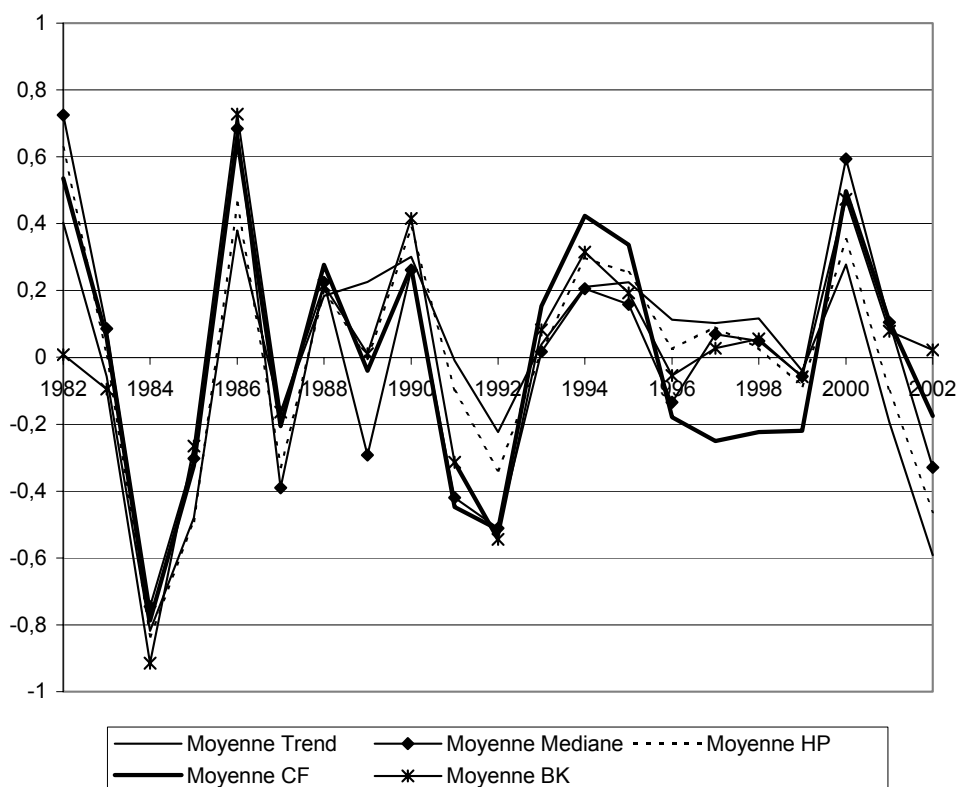
L'objet de cette dernière section est d'analyser les propriétés cycliques de la qualité de l'emploi en France. Pour cela nous considérerons à nouveau deux stratégies d'agrégation des dix indicateurs de Laeken, la moyenne et l'analyse factorielle.

Afin d'isoler la composante cyclique de chaque série, plusieurs méthodes d'ajustement ont été utilisées : extraction d'une tendance linéaire, lissage par médianes mobiles, filtres de Hodrick-Prescott, Baxter-King et Christiano-Fitzgerald. Ces différentes techniques aboutissent à des résultats comparables en ce qui concerne la datation des points de retournement mais ce n'est pas le cas du point de vue de la stationnarité des séries. Les filtres BK et CF conduisent à stationnariser toutes les séries (test au seuil de 10 %) ; le filtre HP et le lissage par médianes mobiles conduisent à stationnariser huit séries sur les dix ; l'ajustement des séries par extraction d'une tendance linéaire ne permet que de stationnariser une composante sur deux. Notons par ailleurs que plusieurs de nos séries ont une forme « à la Granger », le spectre des séries étant dominé par les basses fréquences. Dans cette configuration, les filtres HP et BK réussissent mal à isoler la composante cyclique.

3.1 Cycle moyen

Le premier indicateur synthétique est la moyenne des composantes cycliques normées et signées. On dispose ainsi d'un indice pour chaque méthode d'extraction mise en œuvre (trend linéaire, médianes mobiles, HP, CF, BK).

Graphique 6: Moyenne des composantes cycliques extraites à partir de différentes méthodes d'ajustement



Ces courbes ont une allure homogène. Le retournement à la baisse de 1989 n'est cependant pas anticipé par la tendance linéaire et la dégradation de la période 1995-1997 est davantage marquée par CF. Nous avons ré-appliqué les test de robustesse de la seconde section sur ces séries. Il en ressort que cette allure générale n'est pas déterminée par la présence d'une série particulière et n'est pas sensible au système de pondération retenu.

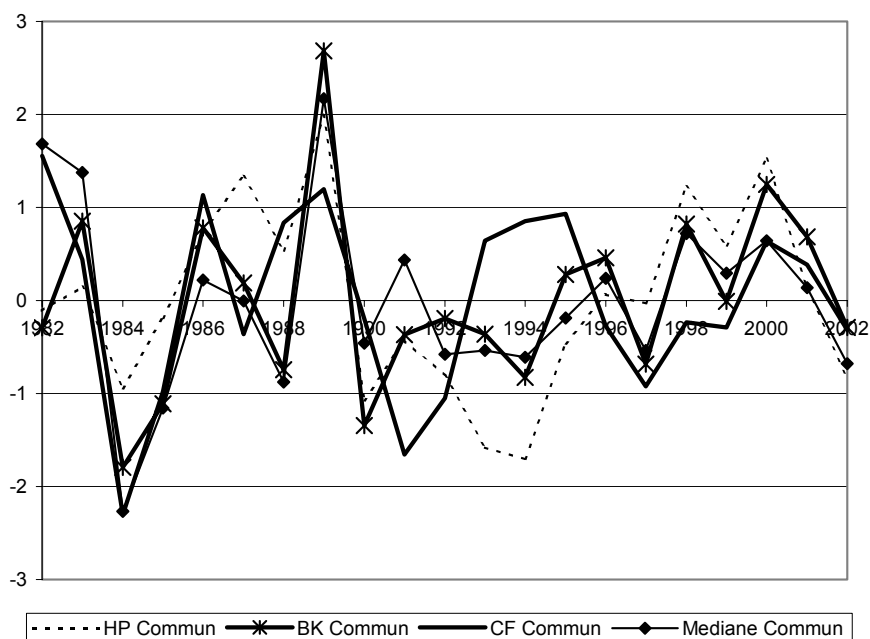
3.2. Cycle commun

L'indicateur synthétisant le cycle de la qualité de l'emploi peut être construit en mobilisant l'analyse factorielle dynamique (présentée de façon détaillée en annexe 3). Nous avons donc estimé des modèles factoriels dynamiques généralisés, développés par Forni et al. (2001) à partir du logiciel BUSY. Nos résultats sont donnés à titre indicatif dans la mesure où ces méthodes requièrent un nombre important d'observations pour produire des estimations convergentes.

Afin de déterminer le nombre optimal de facteurs à considérer, nous avons fixé le seuil minimal de variance totale expliquée à 75%. Pour chacun des 4 filtrages envisagés, ce critère nous a conduit à retenir 3 facteurs (la tendance linéaire a été abandonnée car les séries doivent être stationnaires). En pratique, le logiciel ne permet pas de récupérer directement les facteurs estimés mais fournit, néanmoins, les composantes communes des différentes séries. L'agrégation s'effectue sur des séries purgées de leur composante spécifique dont on prend la moyenne (cf. Forni, Hallin, Lippi et Reichlin (2000)).

L'homogénéité des résultats du cycle commun est moins net que celui du cycle moyen. On distingue, toutefois, une certaine similitude dans le profil des différents indicateurs. A nouveau, deux points de divergence importants sont à signaler : le retournement à la baisse de 1987 n'est pas marqué par « HP Commun » et l'évolution de « CF Commun » diffère sensiblement de celle des trois autres indicateurs sur la période 1991-1994. Soulignons, enfin, que sur l'ensemble des configurations envisagées, le filtrage de Christiano-Fitzgerald est le seul à aboutir à des résultats robustes à la méthode d'agrégation utilisée.

Graphique 7: Composantes cycliques extraites de l'analyse Factorielle dynamique



Il est intéressant de vérifier si ces fluctuations sont en phases avec celles du PIB. Pour cela, nous avons mobilisé la classification endogène des séries qui reposant sur l'analyse des spectres croisés entre composantes communes de la série initiale et de la série de référence (le PIB). A l'exception de BK Commun, tous les indicateurs cycliques synthétiques peuvent être considérés comme coïncidents au PIB. La qualité de l'emploi a bien une évolution procyclique.

Conclusion

Depuis le sommet de Lisbonne, la notion de « qualité de l'emploi » s'est imposée comme l'un des éléments clé de la Stratégie Européenne pour l'Emploi. Une définition précise, relative et multidimensionnelle a été proposée par la Commission européenne et adoptée par le Conseil européen de Laeken en décembre 2001. Dix dimensions de la qualité sont assorties d'indicateurs clés et d'indicateurs de contexte qu'il est recommandé d'évaluer à l'aide de sources statistiques standardisées. Ces dimensions portent sur l'accessibilité des emplois, les perspectives de mobilité sociale, de qualification et d'ascension salariale, les discriminations entre les sexes, selon l'âge, la nationalité ou le handicap, la santé et la sécurité au travail, le recours au temps partiel et au contrats à durée déterminée, la capacité des emplois à ne pas déséquilibrer la vie familiale, la qualité du dialogue sociale et l'efficacité du travail mesurée pas la productivité.

L'objet de cette étude était d'appliquer cette définition sur des données françaises couvrant la période 1982-2002 afin de se prononcer sur les caractéristiques tendancielle et cycliques de la qualité de l'emploi. Après avoir construit dix indicateurs représentatifs de chacune des dix dimensions, nous les avons synthétisé à l'aide d'indicateurs composites inspirés de l'analyse conjoncturelle. On construit une tendance moyenne et une tendance commune, en mobilisant l'analyse en facteurs communs. De même, on construit un cycle moyen et un cycle commun en utilisant l'analyse factorielle dynamique. Deux résultats principaux émergent de cette étude

et se sont avérés résistants à une grande variété de tests de robustesse. Tout d'abord, la qualité de l'emploi s'améliore de façon tendancielle depuis le milieu des années quatre-vingt en France. Ensuite, ses fluctuations coïncident avec celles du PIB, lui donnant une allure globalement procyclique.

Plusieurs limites de ce travail méritent cependant d'être soulignées. Les indicateurs clés que nous avons reconstruits s'éloignent dans certains cas (dialogue social) des recommandations de la Commission, faute de données. Les techniques que nous avons mises en œuvre mobilisent de façon insuffisante les indicateurs de contexte. L'analyse reste trop agrégée et mériterait d'être menée sur certaines sous-populations (femmes, seniors, jeunes, étrangers,...). Malgré ces faiblesses, nous pensons que notre travail peut être utilisé pour contribuer à l'amélioration des indicateurs existants et à la mise en œuvre d'indicateurs composites nouveaux.

Annexe 1. Les indicateurs de Laeken

I. QUALITÉ INTRINSÈQUE DE L'EMPLOI

Indicateur clé recommandé :

1. Mouvements entre non-emploi et emploi et dans le cadre de l'emploi, par niveau de rémunération⁷.

Indicateurs de contexte recommandés:

2. Mouvements entre non-emploi et, emploi et dans le cadre de l'emploi par type de contrat.
3. Satisfaction vis-à-vis du type de travail effectué dans l'emploi actuel.

II. QUALIFICATIONS, ÉDUCATION ET FORMATION TOUT AU LONG DE LA VIE ET PROGRESSION DE LA CARRIÈRE

Indicateur clé recommandé :

4. Pourcentage de la population en âge de travailler participant à des mesures d'éducation et de formation.⁸

Indicateurs de contexte recommandés:

5. Pourcentage de la population en âge de travailler participant à des mesures d'éducation et de formation par sexe, classe d'âge (25-34, 35-44, 45-54, 55-64 et 25-64 ans), situation de l'emploi et niveau d'éducation.
6. Pourcentage de la main-d'oeuvre participant à une formation liée à l'emploi, par sexe, classe d'âge et activité économique.
7. Proportion de la main-d'oeuvre utilisant l'informatique à domicile et/ou sur le lieu de travail pour effectuer son travail a) avec et b) sans formation informatique liée à l'emploi.

III. ÉGALITÉ ENTRE LES HOMMES ET LES FEMMES

Indicateur clé recommandé :

8. Ratio d'un indice des rémunérations horaires des femmes à celui des hommes pour des employés occupés 15 heures ou plus par semaine.

Indicateurs de contexte recommandés:

9. Ratio d'un indice des rémunérations horaires des femmes à celui des hommes pour des employés occupés 15 heures ou plus par semaine, moyennant ajustements en fonction du secteur, de l'activité professionnelle et de l'âge.
10. Écart en matière de taux d'emploi entre les hommes et les femmes.
11. Écart en matière de taux de chômage entre les hommes et les femmes.
12. Ségrégation entre les sexes dans les secteurs: part moyenne au niveau national de l'emploi des hommes et des femmes dans chaque secteur. Les différences sont additionnées pour obtenir une image globale des déséquilibres entre les sexes. Ce chiffre correspond à une proportion de l'emploi total.
13. Ségrégation entre les sexes en matière d'activité professionnelle: part moyenne au niveau national de l'emploi des hommes et des femmes dans chaque activité professionnelle. Les différences sont additionnées pour obtenir une image globale des déséquilibres entre les sexes. Ce chiffre correspond à une proportion de l'emploi total.

IV. SANTÉ ET SÉCURITÉ AU TRAVAIL

Indicateur clé recommandé :

14. Évolution du taux d'incidence, calculé d'après le nombre d'accidents du travail pour 100000 salariés.

V. FLEXIBILITÉ ET SÉCURITÉ

Indicateur clé recommandé :

15. Nombre de travailleurs travaillant volontairement ou involontairement à temps partiel exprimé en % du nombre total des travailleurs et nombre de travailleurs ayant volontairement ou involontairement des contrats à durée déterminée exprimé en % du nombre total des travailleurs.

Des informations devraient également préciser dans quelle mesure les travailleurs à temps partiel ayant des contrats à durée déterminée bénéficient de droits équivalents et proportionnels aux droits légaux et de sécurité sociale des travailleurs travaillant à temps plein et ayant des contrats à durée indéterminée.

VI. INSERTION ET ACCÈS AU MARCHÉ DU TRAVAIL

Indicateur clé recommandé :

⁷ La catégorie "non-emploi" couvre à la fois les situations de chômage et d'inactivité.

⁸ Y compris l'enseignement de base et la formation professionnelle continue. À l'exclusion de la formation de loisirs.

16. Mouvements entre emploi, chômage et inactivité.

Indicateurs de contexte recommandés:

17. Passage des personnes sans emploi vers l'emploi et la formation.
18. Taux total d'emploi.
19. Taux d'emploi selon les classes d'âge et niveaux d'études principaux.
20. Taux total de chômage à long terme par sexe.
21. Pourcentage des 18-24 ans ayant terminé des études secondaires inférieures (niveau 2 CITE) ou un niveau inférieur d'études et ne suivant pas d'études ou de formation, par sexe et situation de l'emploi.
22. Ratio du chômage des jeunes: chômeurs âgés de 15 à 24 ans en pourcentage de la population des 15-24 ans.

VII. ORGANISATION DU TRAVAIL ET ÉQUILIBRE ENTRE VIE PROFESSIONNELLE ET VIE PRIVÉE

Indicateur clé recommandé :

23. Différence absolue dans les taux d'emploi en fonction de la présence ou non d'enfants âgés de 0 à 6 ans, par sexe (classe d'âge 20-50).

Indicateurs de contexte recommandés:

24. Enfants accueillis par des structures (plutôt que par la famille) par rapport à l'ensemble des enfants de la même classe d'âge. Nombres ventilés en fonction de l'âge: avant le système pré-scolaire non obligatoire, système pré-scolaire non obligatoire ou équivalent et enseignement primaire obligatoire.
25. Nombre de salariés ayant quitté leur dernier emploi pour assumer des responsabilités familiales ou à des fins d'éducation il y a moins de 12 mois, qui reprendront ultérieurement un emploi mais ne sont pas actuellement disponibles pour travailler (pour les raisons pour lesquelles ils ont quitté leur dernier emploi) en % de l'ensemble des salariés par sexe

VIII. DIALOGUE SOCIAL ET PARTICIPATION DES TRAVAILLEURS

Conscient des différences importantes qui existent entre les arrangements, pratiques et traditions des États membres, le comité estime que la meilleure façon de procéder est de recenser une série d'indicateurs et il propose d'examiner d'urgence, notamment, les possibilités suivantes:

- mesurer la représentation et la participation des salariés;
- pourcentage des salariés couverts par des conventions collectives;
- évolution du nombre de jours perdus par 1000 salariés dans des conflits du travail par activité économique (NACE), mesurant les tendances au sein de chaque État membre;
- proportion des salariés pour lesquels il existe une représentation reconnue des travailleurs;
- couverture des conseils du travail et d'autres formes de représentation et de participation; et
- densité syndicale.

IX. DIVERSITÉ ET NON-DISCRIMINATION

Indicateurs de contexte recommandés:

26. Écart en matière de taux d'emploi des 55-64 ans.
27. Écart entre les taux d'emploi et de chômage pour les minorités ethniques et les migrants, compte tenu de la distinction entre qualifications de haut niveau et de faible niveau, comparé aux taux généraux.
28. Écart entre taux d'emploi et de chômage pour les personnes handicapées, compte tenu de la distinction entre qualifications de haut niveau et de faible niveau, comparé aux taux généraux.

X. PERFORMANCES GÉNÉRALES DU TRAVAIL

Indicateur clé recommandé :

29. Croissance de la productivité du travail, mesurée en fonction de l'évolution des niveaux du PIB par personne employée et par heure travaillée en %.

Indicateurs de contexte recommandés:

30. Productivité annuelle totale divisée par le nombre de personnes employées et par le nombre d'heures travaillées.
31. Pourcentage de la population en âge de travailler ayant terminé au moins des études secondaires supérieures (niveau 3 CITE) par sexe, classe d'âge (25-34, 35-44, 45-54, 55-64 et 25-64) et par situation d'emploi.

Annexe 2.

L'analyse en facteurs communs

L'analyse factorielle est l'un des outils statistiques les mieux adaptés à l'étude simultanée de plusieurs séries statistiques. Elle permet de réduire la dimension de l'espace de référence, en synthétisant l'information disponible, au moyen d'un ensemble plus restreint de variables latentes inobservables. Ces variables, appelées *facteurs* ou *facteurs communs*, s'expriment comme une combinaison linéaire des variables initiales.

Si l'on note n le nombre de variables étudiées, T le nombre d'observations dont on dispose pour chaque variable, et y_{it} la valeur de la t -ième observation de la variable y_i , le modèle décrivant les variables y_1, \dots, y_n en fonction de p facteurs communs F_1, \dots, F_p s'écrit :

$$y_{it} = \lambda_{i1}F_{1t} + \dots + \lambda_{ip}F_{pt} + u_{it}, \quad \forall t; i=1, \dots, n; p < n$$

Le terme u_{it} représente la part de y_{it} non expliquée par les p facteurs communs retenus dans le modèle, et porte le nom de *composante spécifique* ou *idiosyncratique*. On suppose que les $(u_{it})_{t \in T}$ sont indépendants entre eux et non corrélés aux F_{pt} ($E(u_{it}F_{pt}) = 0; \forall (i, p), \forall (t, \tau)$) et $E(u_{it}u_{j\tau}) = 0; \forall i \neq j, \forall (t, \tau)$.

Les p facteurs communs F_1, \dots, F_p rendent compte des corrélations entre variables et permettent ainsi d'en analyser la structure. On considère généralement qu'ils sont non corrélés, de moyenne nulle et de variance unitaire.

Les poids λ_{ip} , ou *factor loadings*, mesurent, quant à eux, la corrélation entre les facteurs communs et les variables d'origines : chaque λ_{ip} représente, en effet, la contribution du facteur F_p au comportement de la variable y_i . Si aucune structure n'est imposée *a priori* aux *factor loadings*, l'analyse factorielle est dite *exploratoire*. L'ajout de contraintes identifiantes sur les facteurs s'apparente, au contraire, à de l'analyse factorielle *confirmatoire*.

Sous forme matricielle, le modèle s'écrit :

$$y_t = \Lambda F_t + u_t$$

avec :

$$\left\{ \begin{array}{l} E(u_t) = E(F_t) = 0 \\ E(u_t u_t') = D = \text{diag}(d_1, \dots, d_n) \\ E(F_t F_t') = Id \\ E(F_t u_\tau') = 0, \forall (t, \tau) \\ E(F_t F_\tau') = 0, \forall (t, \tau), t \neq \tau \\ E(u_t u_\tau') = 0, \forall (t, \tau), t \neq \tau \end{array} \right.$$

La variance des variables est définie, dès lors, par la relation $V(y_t) = \Lambda \Lambda' + D$, soit :

$$V(y_{it}) = \sum_{p=1}^P \lambda_{ip}^2 + d_i, \quad i = 1, \dots, n$$

Chaque λ_{ip}^2 représente la part de la variance de y_i expliquée par le facteur F_p , le terme $h_i^2 = \sum_{p=1}^P \lambda_{ip}^2$ (ou *communalité*) symbolisant pour sa part la contribution totale des facteurs à la variance de cette même variable.

En ce qui concerne l'estimation du modèle, diverses techniques d'extraction factorielle sont disponibles. En pratique, on privilégie l'analyse factorielle principale (*principal factor analysis*) et la méthode du maximum de vraisemblance (sous l'hypothèse implicite de normalité). Si la première ne requiert aucun *a priori* sur le nombre de facteur à retenir, ce n'est pas le cas de la seconde qui présente néanmoins l'avantage de fournir des estimations asymptotiquement efficaces des paramètres d'intérêt.

Le choix du nombre optimal de facteurs à considérer dépend de la « taille » des valeurs propres de la *matrice de corrélation réduite*, matrice dont les termes hors diagonale correspondent aux corrélations entre variables tandis que les éléments diagonaux ne sont autres que les communalités⁹ qu'il convient d'estimer¹⁰. D'autres critères de sélection restent également envisageables.

Les principaux critères de choix pour la détermination du nombre optimal de facteurs

La règle de Kaiser-Guttman :

La règle de Kaiser-Guttman préconise de ne conserver que les facteurs pour lesquels la valeur propre associée est plus grande que l'unité. Ce résultat s'appuie sur l'intuition selon laquelle un facteur ne saurait être retenu si l'inertie qui lui est associée est inférieure à celle des variables centrées réduites initiales.

Eu égard à la structure des matrices de corrélation respectivement mobilisées, cette règle semble néanmoins davantage adaptée à la mise en œuvre d'une ACP qu'à celle d'une analyse factorielle, et requiert, en conséquence, une révision à la baisse du seuil considéré afin d'être correctement exploitable.

Parmi les recours envisageables, le critère de Joliffe (conserver uniquement les facteurs associés à des valeurs propres supérieures à 0,70) ou l'utilisation de la moyenne des valeurs propres (conserver uniquement les facteurs associés à des valeurs propres supérieures à cette moyenne) semblent être les plus couramment mobilisés.

Le scree test ou critère du coude :

Une représentation graphique des valeurs propres en fonction du nombre de facteurs considérés illustre le taux de variation du niveau de ces dernières d'un facteur à l'autre. Si l'ordre de grandeur des premières valeurs propres décroît considérablement de l'une à l'autre (celles-ci étant par construction classées par ordre de grandeur décroissant), celui-ci finit par atteindre un niveau plancher à partir d'un certain point.

Le « coude » est ce point à partir duquel la décroissance rapide des valeurs propres s'infléchit sensiblement. Il détermine le nombre maximal de facteurs à retenir dans l'analyse.

Le pourcentage de variance expliquée :

Ce critère conduit à conserver le nombre de facteurs communs qui permet d'expliquer un pourcentage de variance commune fixé *a priori*. Ainsi, si l'on retient, par exemple, un seuil de 0,75, un nombre p de facteurs vont être successivement extraits jusqu'à ce que la somme des valeurs propres associées excède 0,75% de la variance commune définie comme la somme des communalités estimées.

L'analyse des résidus :

⁹ Lors d'une ACP, les éléments diagonaux de la matrice de corrélation utilisée sont tous égaux à 1. La différence observée ici tient essentiellement au fait que l'analyse en facteur commun s'intéresse à la variance *commune* des variables observées tandis que l'ACP considère la variance *totale* de ces mêmes variables, sans faire de distinction entre composantes commune et spécifique.

¹⁰ L'approche la plus simple conduit à mobiliser, pour chaque variable, la corrélation maximale, en valeur absolue, impliquant celle-ci. Une solution alternative lui sera toutefois préférée : nous retiendrons pour l'estimation le carré du coefficient de corrélation multiple (ou coefficient de détermination) de chaque variable avec l'ensemble des autres (le nombre de variables considérées dans l'étude étant supposé fixé *a priori*).

Compte tenu des hypothèses structurelles associées au modèle de base, il semble naturel de chercher le plus petit nombre p de facteurs communs tel que les résidus soient orthogonaux. Le cas échéant, si l'on conserve un nombre insuffisant de facteurs, les résidus apparaîtront significativement autocorrélés.

Le critère d'interprétabilité et la juste exploitation d'a priori sur le phénomène étudié :

L'extraction des facteurs communs ne doit pas s'appuyer uniquement sur la mise en pratique aveugle des critères empiriques définis précédemment. Conserver un grand nombre de facteurs permet certes de « blanchir » les résidus du modèle, mais n'offre aucune garantie sur le sens émanant de ceux-ci. A cet égard, il peut s'avérer préférable de privilégier la qualité d'interprétation à la qualité d'ajustement et retenir, en conséquence, un nombre moins important de facteurs communs.

Dans la même optique, l'existence de contraintes méthodologiques ou l'exploitation de connaissances en rapport avec le phénomène étudié peuvent conduire le chercheur à fixer *a priori* le nombre de facteurs à considérer dans le modèle.

L'estimation des λ_{ip} précède celle des facteurs communs F_{pt} . Les valeurs prises par ces derniers (ou *scores*) sont alors approximées comme des combinaisons linéaires des variables initiales par le biais de techniques de régression visant à minimiser la variance de l'écart entre chaque facteur et son approximation linéaire (Doz et Lenglar, 1999).

Notons, enfin, que les facteurs ne sont pas uniques et ne sont définis qu'à une rotation ou une simple transformation linéaire près. Une rotation appropriée des facteurs peut ainsi s'avérer d'autant plus souhaitable qu'elle facilite l'interprétation des résultats obtenus, l'objectif étant implicitement d'opérer une rotation simultanée des facteurs afin de rendre nul un certain nombre de factor loadings.

La stratégie d'estimation mise en œuvre se doit donc de prendre en considération le type de rotation opéré. Les plus usités restent les méthodes VARIMAX (rotation orthogonale qui assure l'indépendance des facteurs) et PROMAX (rotation oblique qui rend possible l'existence de corrélation entre facteurs).

Annexe 3.

L'analyse factorielle dynamique

L'analyse factorielle dynamique élargit le champ d'application de l'analyse statistique en tenant compte explicitement de la structure temporelle des données. Deux méthodes sont principalement utilisées : le filtre de Kalman et la décomposition de la densité spectrale.

Analyse factorielle et filtre de Kalman

Cette méthode se situe dans le prolongement des travaux de Stock et Watson (1989,1993) et envisage une modélisation de la dynamique des facteurs puis une estimation par filtres de Kalman. Une fois choisi le nombre de facteurs à retenir dans le modèle, il importe de décrire l'évolution temporelle des différentes composantes (facteurs communs et composantes spécifiques) sous forme ARMA.

A titre d'illustration, citons Doz et Lengart (1999) qui retiennent de l'exploitation des enquêtes de conjoncture dans l'industrie, une dynamique de type ARMA(2,1) pour l'unique facteur commun extrait, et des dynamiques de type AR(1) pour les composantes spécifiques. Le modèle s'écrit alors :

$$\left\{ \begin{array}{l} y_{it} = \lambda_i F_t + u_{it} \quad , \quad \forall t; i = 1, \dots, n \\ F_t = \varphi_1 F_{t-1} + \varphi_2 F_{t-2} + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} \quad , \quad \forall t \\ u_{it} = \rho_i u_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad , \quad \forall t; i = 1, \dots, n \end{array} \right.$$

où ε_t et ε_{it} sont les innovations de F_t et de u_{it} à chaque date t , et où les processus (ε_t) et (ε_{it}) sont supposés indépendants. On dit que ce type de modèle, qui appartient à la classe des *modèles à composantes inobservables*, admet une *représentation état-mesure* (voir encadré).

Définition des modèles état-mesure

Un modèle espace d'états (on dit aussi modèle état-mesure) est défini par le système d'équations :

$$\left\{ \begin{array}{l} Z_{t+1} = A_t Z_t + \varepsilon_t \\ Y_t = C_t Z_t + \eta_t \end{array} \right. \quad t \geq 0,$$

où $\left\{ \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \right\}, t \geq 0$ est un bruit blanc normal, les A_t [*resp.* C_t] sont des matrices déterministes de taille

$K \times K$ [*resp.* $n \times K$], et Z_0 est un vecteur aléatoire de loi $N(m, P)$, indépendant des $\begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix}, t \geq 0$.

Source : *Séries Temporelles et Modèles Dynamiques* (C.Gouriéroux, A.Monfort), 2^{ème} édition

L'application du *filtre de Kalman* permet alors d'obtenir la valeur du facteur commun à chaque date, celle des coefficients de pondérations ainsi que l'estimation des paramètres décrivant l'évolution dynamique du modèle. Compte tenu de la complexité à mettre en œuvre une telle procédure d'estimation, nous lui avons préféré une méthode alternative se situant dans le domaine des fréquences.

Le Modèle Factoriel Dynamique Généralisé¹¹

Le Modèle Factoriel Dynamique Généralisé (« *Generalized Dynamic Factor Model* ») développé par Forni, Hallin, Lippi et Reichlin (1999, 2000) opère une décomposition particulière de la densité spectrale du processus vectoriel constitué par l'ensemble des variables étudiées et élargit le champ d'application défini par Geweke (1977) et Chamberlain (1983).

Le MFDG considère n séries y_1, \dots, y_N stationnaires au sens large partageant p facteurs communs orthogonaux F_1, \dots, F_p qu'il cherche à estimer. Chaque série se décompose alors, de façon traditionnelle, en une somme de deux composantes inobservables et mutuellement orthogonales : la composante *commune* χ_{it} , régie par cet ensemble de p facteurs, et la composante *spécifique* ou *idiosyncratique* ε_{it} . Formellement :

$$y_{it} = \chi_{it} + \varepsilon_{it} = b_i(L)F_t + \varepsilon_{it} = \sum_{p=1}^p b_{ip}(L)F_{it} + \varepsilon_{it}, \quad \forall t, i = 1, \dots, n$$

où $B(L)$ désigne l'opérateur retard et $F_t = (F_{1t}, \dots, F_{pt})'$ le vecteur des facteurs communs. ε_{it} est supposée, pour sa part, non corrélée aux F_{t-k} , $\forall (i, k)$.

Une des spécificités du MFDG par rapport aux modèles factoriels dynamiques traditionnels est qu'il relâche implicitement l'hypothèse d'indépendance des composantes idiosyncratiques, ce qui permet d'endogénéiser, par la suite, la classification des différents indicateurs en avancés, retardés ou coïncidents. Néanmoins, l'approche adoptée implique, en contrepartie, de disposer d'un nombre suffisant de séries chronologiques pour pouvoir identifier correctement le modèle¹². En conséquence, les résultats obtenus sont fournis à titre indicatif et leur interprétation requiert d'autant plus de précaution.

La détermination du nombre p de facteurs dynamiques à considérer requiert implicitement la mise en œuvre d'une analyse en composantes principales dynamique. A cet égard, deux critères de choix sont mobilisables : le pourcentage minimal de variance expliquée et le comportement asymptotique des valeurs propres associées. Dans le premier cas, le nombre p est choisi de telle sorte que les facteurs extraits expliquent une proportion suffisamment grande de la variance des séries. En pratique, le seuil de référence est fixé entre 50% et 70%. Dans le deuxième cas, les propriétés asymptotiques du modèle conduisent à retenir les p premières valeurs propres qui divergent quand $n \rightarrow +\infty$, les valeurs propres restantes devenant bornées à partir de la $p+1$ i-ème.

La mise en œuvre d'une analyse en composantes principales dynamique nécessite toutefois d'estimer au préalable les autocovariances et covariances croisées. La non-corrélation entre composantes communes et idiosyncratiques permet d'écrire :

$$\sum(\omega) = \sum_{\chi}^p(\omega) + \sum_{\varepsilon}(\omega)$$

où la fréquence $\omega \in [-\pi, \pi]$ et $\sum(\omega)$, $\sum_{\chi}^p(\omega)$, $\sum_{\varepsilon}(\omega)$ désignent les matrices de densité spectrale associées respectivement aux séries, aux composantes communes et spécifiques.

¹¹La présentation qui suit s'inspire de l'aide en ligne du logiciel BUSY.

¹² Autrement dit, il est souhaitable que $n \rightarrow +\infty$ et $t \rightarrow +\infty$.

L'estimation non-paramétrique de ces matrices repose sur l'utilisation d'une fenêtre de Bartlett. Une fois déterminées les matrices de densité spectrale des différentes composantes, l'application de la transformation inverse de Fourier permet de récupérer les matrices de variance-covariance correspondantes.

Si l'on note $p_i(\omega) = \{p_{i1}(\omega), \dots, p_{iN}(\omega)\}$ le i -ème vecteur propre associée à la i -ème valeur propre¹³ $\lambda_i(\omega)$ de la matrice $\Sigma(\omega)$, Y_t le vecteur $N \times 1$ des observations et F_t le vecteur $P \times 1$ des facteurs communs inobservables, la projection de Y_t sur les p premiers vecteurs propres vérifie :

$$\chi_t^p = K^p(L)Y_t$$

avec $K^p(L) = p_1(L^{-1})'p_1(L) + \dots + p_p(L^{-1})'p_p(L)$ une matrice de filtres. Cette matrice est calculée sur le domaine de fréquence de la manière suivante : $K^p(\omega) = p_1(\omega)'p_1(\omega) + \dots + p_p(\omega)'p_p(\omega)$.

En pratique, $K^p(\omega)$ est évaluée sur un nombre fini M de fréquences. Forni et al. (1999,2000) proposent, par exemple, de prendre l'arrondi de $(\sqrt{T}/4)$, où T est le nombre d'observations. Les

coefficients du polynôme $K_{ij}^p(L) = \sum_{-M}^M K_{ijk}^p L^k$, qui représentent les *factor loadings* de la j -ième variable dans l'estimation de la i -ème composante commune, peuvent alors être récupérés comme suit, en appliquant la transformation inverse de Fourier :

$$K_{ijk}^p = \frac{1}{2M+1} \sum_{k=0}^{2M+1} K_{ij}^p(\omega_k) e^{ik\omega_k}$$

Sous certaines hypothèses, Forni et al. (2000) ont montré que l'estimateur χ_t^{p*} obtenu était un estimateur convergent de χ_t^p .

¹³ Les valeurs propres étant rangées par ordre décroissant.

Bibliographie

- Altissimo F. , Bassanetti A., Cristadoro R. Forni M., Lippi M. Reichlin et Veronese G., (2001). « A real time coincident indicator of the Euro Area business cycle ».
- Amossé T. (2003). «Vingt cinq ans de transformation des mobilités sur le marché du travail». *Données sociales*, édition 2002-2003, pp235-242.
- Bescond D., Chataigner A. et Mehran F., 2003. « Sept indicateurs pour mesurer le travail décent : une comparaison internationale », *Revue Internationale du travail*, vol.142, n° 2.
- Borjas, G. (1979) “Job satisfaction, wages and unions”, *Journal of Human Resources*, Vol. 14 No.1, pp. 21-40.
- Clark A. E. (1998). « Les Indicateurs de la satisfaction au travail. Quelles sont les caractéristiques d'un bon emploi? Observations recueillies dans certains pays de l'OCDE ». OCDE, Paris.
- Clark A.E. (2001). “What really matters in a job? Hedonic measurement using quit data”, *Labour Economics*, vol.8, pp223-242.
- Commission des Communautés Européennes (2001). « Politiques sociales et de l’emploi : un cadre pour investir dans la qualité », Communication de la Commission au Conseil, au Parlement Européen, au Comité Economique et Social et au Comité des Régions. COM (2001) 313, 29pp.
- Commission des Communautés Européennes (2003). « Amélioration de la qualité de l’emploi : un examen des derniers progrès accomplis », Communication de la Commission au Conseil, au Parlement Européen, au Comité Economique et Social et au Comité des Régions.
- Dewald W.G. and Haug A.A, 2004. « Longer-term effects of monetary growth on real and nominal variables, major industrial countries, 1880-2001 », European Central Bank, Working Paper Series, n° 382.
- Diaz-Serrano L. et J. A. Cabral Vieira. (2005). “Low Pay, Higher Pay and Job Satisfaction within the European Union: Empirical Evidence from Fourteen Countries”. *IZA Document Papers*, n° 1558.
- Doz C et Lengart F., 1999. « Analyse factorielle dynamique : test du nombre de facteurs, estimation et application à l’enquête de conjoncture dans l’industrie », *Annales d’Economie et Statistique*, n° 54.
- Fiorentini G. and Planas C., 2002. « Business Cycle indicators : the sensitivity of Generalized Dynamic Factor Models to Pre-Filtering Methods ».
- Forni M., Hallin M., Lippi M. and Reichlin L., (2003). “The Generalized Dynamic Factor Model one-sided estimation and forecasting”, *Journal of the American Statistical Association*, forthcoming.
- Forni M., Hallin M., Lippi M. and Reichlin, (2000). “The Generalized Dynamic Factor Model : Identification and Estimation”, *Review of Economics and Statistics*, 82, 4, 540-554.
- Forni M., Hallin M., Lippi M. and Reichlin, (2001). “The Generalized Factor Model: Representation Theory”, *Econometric Theory* 17, 1113-41.
- Freeman, R. B, (1978). “Job Satisfaction as an Economic Variable” *American Economic Review*, vol. 68(2), pages 135-41
- Germe J-F (dir). (2003). Les mobilités professionnelles : de l'instabilité dans l'emploi à la gestion des trajectoires Rapport de l'atelier "mobilités professionnelles" du groupe "Prospective des métiers et qualifications" La Documentation française, février, 126 p
- Ghai D., (2003). “Travail décent: concept et indicateurs”, *Revue Internationale du travail*, vol.142, n° 2.
- Gourieroux C. et Monfort A., 1995. « Séries Temporelles et Modèles Dynamiques », *Economica*, 2^{nde} édition.

- Goux D., 2003. « Une histoire de l'Enquête Emploi », *Economie et Statistique*, n° 362.
- Hahn E., 2002. "Core Inflation in the Euro Area : an application of the Generalized Dynamic Factor Model", CFS Working Paper n° 2002/11.
- Hamermesh, D. (1977), "Economic aspects of job satisfaction", in Ashenfelter, O. and Oates, W. (Ed.), *Essays in Labor Market Analysis*, John Wiley, New York, pp. 53-72.
- Hamermesh, D. (1999). "The Changing Distribution of Job Satisfaction " *NBER Working Papers* 7332, National Bureau of Economic Research, Inc
- Hamilton J.D., 1994. "Time Series Analysis", *Princeton University Press*.
- Hamon-Cholet S. (2002). "Accidents, Accidentés et Organisations du travail : Résultats de l'Enquête sur les conditions de travail de 1998 », *Premières Synthèses*, n° 20.1.
- Jencks C., L. Perman et L. Rainwater (1988). "What is a good job? A new measure of labour market success" *American Journal of Sociology*, 93, 6, Mai, 1322-1357.
- Krueger A.B., (2004). « How to define a good job ? », *The New York Times*, august 19.
- Ladiray D., (2002). « Diverses macros SAS : Analyse exploratoire des données, Analyse des séries temporelles ».
- Leontaridi, R. et Sloane, P. (2001), "Measuring the Quality of Jobs: Promotion Prospects, Low Pay and Job Satisfaction", LoWER Working Paper N°. 07, University of Amsterdam.
- Meurs D. et Ponthieux S., 2000. "Une mesure de la discrimination dans l'écart de salaire entre hommes et femmes". *Economie et Statistique*, 337-338, 135-158
- Nardo M., Saisana M., Saltelli A. and Tarantola S.,(2005). "Tools for Composite Indicators Building", Joint Research Centre, European Commission.
- Perret B., (2002). "Indicateurs sociaux : état des lieux et perspectives", *Les Papiers du CERC*, n° 2002-01.
- Schneider M. and Spitzer M., (2004). "Forecasting Austrian GDP using the Generalized Dynamic Factor Model".

DOCUMENTS DE RECHERCHE EPEE

2005

0501 Animal Spirits in Woodford and Reichlin Economies: The Representative Agent Does Matter

Stefano BOSI & Thomas SEEGMULLER

0502 Fiscal Policy and Fluctuations in a Monetary Model of Growth

Stefano BOSI & Francesco MAGRIS

0503 Is Training More Frequent When the Wage Premium Is Smaller? Evidence from the European Community Household Panel

Andrea BASSANINI & Giorgio BRUNELLO

0504 Training, Wages and Employment Security: An Empirical Analysis on European Data

Andrea BASSANINI

0505 Financial Development, Labor and Market Regulations and Growth

Raquel FONSECA & Natalia UTRERO

0506 Testing Heterogeneity within the Euro Area Using a Structural Multi-Country Model

Eric JONDEAU & Jean-Guillaume SAHUC

0507 On Outward-Looking Comparison Utility, Heterogeneous Preferences & the Third Dimension: A Geometric Perspective

Jean-Paul BARINCI & Jean-Pierre DRUGEON

0508 Welfare Effects of Social Security Reforms across Europe: the Case of France and Italy

Raquel FONSECA & Theptida SOPRASEUTH

0509 Can Heterogeneous Preferences Stabilize Endogenous Fluctuations?

Stefano BOSI & Thomas SEEGMULLER

0510 Default Recovery Rates and Implied Default Probability Estimations: Evidence from the Argentinean Crisis

Ramiro SOSA NAVARRO

0511 Selective Immigration Policies, Human Capital Accumulation and Migration Duration in Infinite Horizon

Francesco MAGRIS & Giuseppe RUSSO

0512 Further Results on Weak-Exogeneity in Vector Error Correction Models

Christophe RAULT

0513 La PPA est-elle vérifiée pour les pays développés et en développement ? Un ré-examen par l'économétrie des panels non-stationnaires

Imed DRINE & Christophe RAULT

0514 The Influences Affecting French Assets Abroad Prior 1914

Antoine PARENT & Christophe RAULT

0515 The Balassa-Samuelson Effect in Central and Eastern Europe: Myth or Reality?

Balázs EGERT, Imed DRINE, Kirsten LOMMATZSCH & Christophe RAULT

0516 Animal Spirits and Public Production in Slow Growth Economies
<i>Stefano BOSI & Carine NOURRY</i>
0517 Credibility, Irreversibility of Investment, and Liberalization Reforms in LDCs: A Note
<i>Andrea BASSANINI</i>
0518 Pression fiscale sur les revenus de l'épargne : une estimation dans trois pays européens
<i>Yannick L'HORTY</i>
0519 La qualité de l'emploi en France : tendance et cycle
<i>Florent FREMIGACCI & Yannick L'HORTY</i>

2004

0401 Instabilité de l'emploi : quelles ruptures de tendance?
<i>Yannick L'HORTY</i>
0402 Vingt ans d'évolution de l'emploi peu qualifié et du coût du travail : des ruptures qui coïncident?
<i>Islem GAFSI, Yannick L'HORTY & Ferhat MIHOUBI</i>
0403 Allègement du coût du travail et emploi peu qualifié : une réévaluation
<i>Islem GAFSI, Yannick L'HORTY & Ferhat MIHOUBI</i>
0404 Revenu minimum et retour à l'emploi : une perspective européenne
<i>Yannick L'HORTY</i>
0405 Partial Indexation, Trend Inflation, and the Hybrid Phillips Curve
<i>Jean-Guillaume SAHUC</i>
0406 Partial Indexation and Inflation Dynamics: What Do the Data Say?
<i>Jean-Guillaume SAHUC</i>
0407 Why Do Firms Evaluate Individually Their Employees: The Team Work Case
<i>Patricia CRIFO, Marc-Arthur DIAYE & Nathalie GREENAN</i>
0408 La politique environnementale française : une analyse économique de la répartition de ses instruments du niveau global au niveau local
<i>Jean DE BEIR, Elisabeth DESCHANET & Moez FODHA</i>
0409 Incentives in Agency Relationships: To Be Monetary or Non-Monetary?
<i>Patricia CRIFO & Marc-Arthur DIAYE</i>
0410 Mathematics for Economics
<i>Stefano BOSI</i>
0411 Statistics for Economics
<i>Stefano BOSI</i>
0412 Does Patenting Increase the Private Incentives to Innovate? A Microeconometric Analysis
<i>Emmanuel DUGUET & Claire LELARGE</i>

0413 Should the ECB Be Concerned about Heterogeneity? An Estimated Multi-Country Model Analysis
<i>Eric JONDEAU & Jean-Guillaume SAHUC</i>
0414 Does Training Increase Outflows from Unemployment? Evidence from Latvian Regions
<i>Jekaterina DMITRIJEVA & Michails HAZANS</i>
0415 A Quantitative Investigation of the Laffer Curve on the Continued Work Tax: The French Case
<i>Jean-Olivier HAIRAULT, François LANGOT & Thepthida SOPRASEUTH</i>
0416 Intergenerational Conflicts and the Resource Policy Formation of a Short-Lived Government
<i>Uk HWANG & Francesco MAGRIS</i>
0417 Voting on Mass Immigration Restriction
<i>Francesco MAGRIS & Giuseppe RUSSO</i>
0418 Capital Taxation and Electoral Accountability
<i>Toke AIDT & Francesco MAGRIS</i>
0419 An Attempt to Evaluate the Impact of Reorganization on the Way Working Time Reduction Has Been Implemented by French Firms since 1996
<i>Fabrice GILLES</i>
0420 Dette souveraine: crise et restructuration
<i>Facundo ALVAREDO & Carlos WINOGRAD</i>
0421 Renouveau des générations, asymétrie de position et dynamique technologique des entreprises
<i>Marc-Arthur DIAYE, Nathalie GREENAN, Claude MINNI & Sonia ROSA MARQUES</i>