

La reprise se fera-t-elle sans emploi ?

Insee, Note de conjoncture, décembre 2003

Vladimir Passeron

Division synthèse conjoncturelle

Sébastien Perez-Duarte

Département emploi et revenus d'activité

Sur un an au troisième trimestre de 2003, l'emploi salarié concurrentiel n'a diminué que de 0,1%, tandis que la valeur ajoutée concurrentielle a baissé de 0,4% : l'emploi a résisté à une conjoncture défavorable. Que ce soit en termes horaires ou par tête, la productivité apparente du travail a donc fortement ralenti jusqu'à l'été : sa croissance a été bien plus faible qu'en moyenne sur longue période. Symétriquement en période de reprise, la productivité enregistrerait une accélération au cours des prochains trimestres : l'ajustement de l'emploi se faisant avec retard sur la conjoncture, il ne repartirait que graduellement. Ce dossier apporte un éclairage sur la question du lien entre croissance et emploi, en tentant de rendre compte au mieux du nombre d'heures travaillées et des différentes mesures qui enrichissent la croissance en emplois. Il aborde ainsi la question de la prévision de l'emploi à l'aide de nouveaux outils. Ceux-ci permettent de prévoir une reprise seulement modeste de l'emploi : +0,1% par trimestre au cours du prochain semestre.

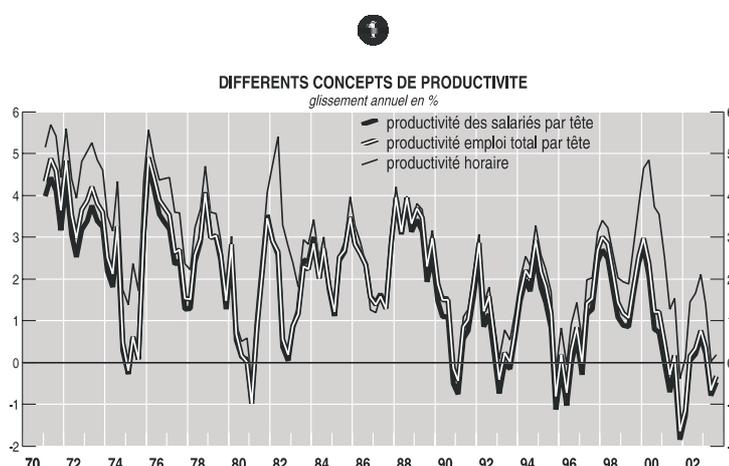
Au cours des dix dernières années, la productivité apparente du travail dans les secteurs essentiellement concurrentiels a crû de 0,8% par an en moyenne, alors que sur les vingt années précédentes cette croissance avait été de 2,0% par an (cf. graphique 1). Cet enrichissement de la croissance en emplois est un phénomène complexe. Une partie peut être considérée comme tendancielle, et s'interprète de multiples façons : parmi les plus souvent évoquées, il pourrait s'agir de la fin d'un rattrapage des conditions de production sur l'économie américaine, en attendant une nouvelle vague, compte tenu du retard accumulé dans les années quatre-vingt-dix en termes de technologies de l'information et de la communication ; le ralentissement de l'accumulation du capital par tête est également souvent l'objet d'études ; la tertiarisation croissante de l'économie, c'est-à-dire une plus grande spécialisation de la France dans des secteurs moins porteurs en termes de gains de productivité est aussi souvent avancée.

Cet enrichissement de la croissance en emplois a également pu s'appuyer sur de nombreuses politiques de l'emploi dans les années

quatre-vingt-dix : on peut citer, sans ordre, les baisses de cotisations sociales sur les bas salaires, le développement du temps partiel mais aussi la réduction collective du temps de travail, et le déploiement des politiques ciblées d'aide à l'emploi.

À court terme, une modélisation de l'emploi qui fait abstraction de ces phénomènes et prend pour acquis la baisse de la productivité peut avoir un bon comportement de prévision. C'est le choix qui par exemple a été adopté par Gonzalez-Demichel et al. [2000]. Toutefois, d'une part cette solution ne satisfait pas l'interprétation économique que l'on souhaite réaliser et d'autre part elle risque de passer à côté d'un retour rapide à une situation sans l'enrichissement de la croissance en emplois imputable à ces politiques.

La prise en compte des effets induits des différents dispositifs sur la productivité du travail semble en effet importante pour pouvoir comprendre et prévoir correctement l'évolution de l'emploi à court et moyen terme. Ce dossier présente les différents éléments susceptibles d'apporter un éclairage à la prévi-



sion de l'emploi, au travers à la fois d'une équation macroéconomique sur longue période et d'étalonnages à partir des enquêtes de conjoncture.

La productivité apparente du travail a ralenti au début des années quatre-vingt-dix

Le ralentissement de la productivité est particulièrement net dans le cas de la productivité apparente du travail salarié (cf. tableau 1). Ce concept, le plus souvent utilisé, est obtenu comme le rapport de la valeur ajoutée à l'effectif salarié des secteurs concernés. Plusieurs explications peuvent être avancées à ce ralentissement.

D'une part la baisse continue de l'emploi non salarié tend à biaiser négativement l'évaluation de la productivité : les non-salariés représentaient 15,1% de l'emploi des secteurs concurrentiels non agricoles en 1970, 12,5% en 1990 et seulement 9,9% en 2000 (cf. graphique 2). Il faut donc bien tenir compte de l'ensemble des personnes contribuant à la production donnée. D'autre part, le développement du temps partiel et la réduction du temps de travail ont contribué à réduire la durée moyenne de travail, et ont affecté la productivité par tête, mais ils n'ont pas dégradé la productivité par heures travaillée, au contraire (cf. graphique 3 et tableau 1).

Cependant, l'effet « durée » ne suffit pas à expliquer le ralentissement de la productivité : même en prenant en compte la durée travaillée, la productivité croît moins vite sur les dix dernières années que sur les dix dernières années précédentes (cf. tableau 1). Ainsi, l'analyse des évolutions du contenu de la croissance en emplois doit tenir compte des évolutions de la productivité horaire du travail, de celles de la durée et des éventuelles interactions entre les deux. Mais elle doit également tenir compte d'un enrichissement supplémentaire de la croissance en emplois depuis une dizaine d'années.

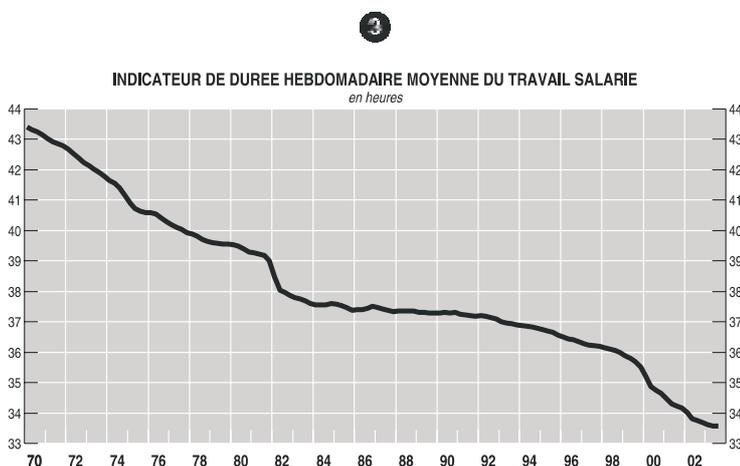
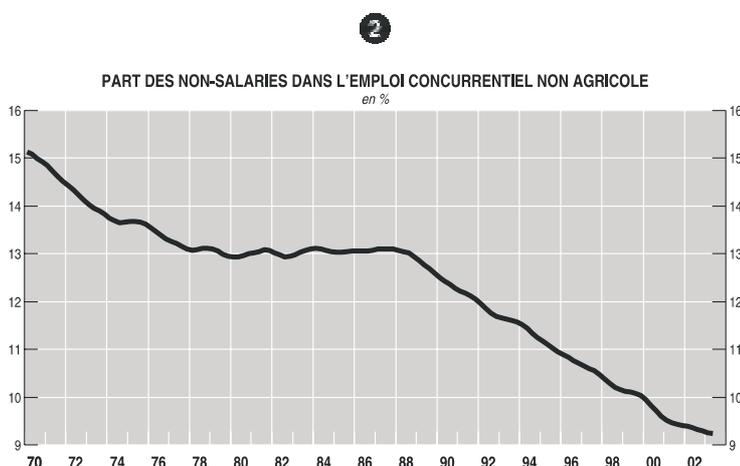
Tableau 1 : Ruptures dans l'évolution de la productivité du travail, selon différents concepts

	(croissance en moyenne annuelle, en %)		
	1979-1992	1993-2002	dont 2001-2002
Productivité apparente des salariés (1)	1,8	0,8	-0,4
Productivité apparente de l'emploi par tête, y compris non-salariés (2)	1,9	1,1	-0,1
Productivité horaire, y compris non-salariés (3)	2,4	2,0	1,3
Contribution de la durée (4)=(3)-(2)	0,5	0,9	1,4

Champ : secteurs principalement concurrentiels non agricoles.

Lecture :

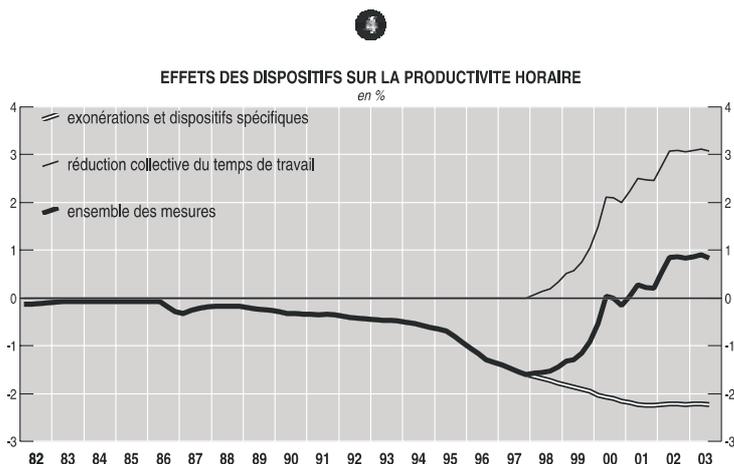
Si l'on tient compte des non salariés (2), la tendance de la productivité est passée de +1,9% entre 1979 et 1992 à +1,1% à partir de 1993, soit une inflexion (-0,8 point) plus faible que celle de la productivité apparente des seuls salariés ((1), -1,0 point) ; pour la durée (4) il s'agit de la contribution comptable à la productivité horaire.



La prise en compte des politiques de l'emploi et leurs effets sur le coût du travail

Cet enrichissement est souvent relié à l'effet des politiques visant à diminuer le coût du travail. Les dispositifs d'aide à l'emploi marchand, qu'ils soient généraux et

concentrés sur les bas salaires (ristourne sur les bas salaires depuis 1993 puis allègements « Fillon » depuis juillet 2003) ou ciblés sur certaines catégories d'actifs (par exemple les contrats initiative emploi depuis 1995) ont en effet contribué à modifier le coût relatif de l'emploi non qualifié, par rapport à la fois au capital et au travail quali-



fié. Ceci s'est traduit par une hausse de l'emploi non qualifié, et donc par une baisse temporaire de la productivité horaire ou par tête.

Ces modifications affectant la croissance de la productivité horaire ne révèlent cependant pas une baisse définitive de son potentiel : si la durée du travail et le coût du travail relatif des non-qualifiés se stabilisent, la productivité devrait retrouver des taux de croissance plus élevés. Il est donc nécessaire de pouvoir comprendre l'effet du coût du travail, comme celui de la durée, pour mieux prévoir les évolutions de l'emploi à court et moyen terme.

Pour cela, il est possible de considérer une fonction de production à deux types d'emploi, qualifié et non qualifié, et d'établir avec des méthodes économétriques le lien entre les baisses du coût relatif du travail qui concernent le plus souvent des emplois proches du Smic,

et les évolutions de l'emploi. C'est la spécification qui a par exemple été choisie par Baron et al. [2003]. Cependant l'information sur le coût relatif des qualifiés par rapport aux non-qualifiés n'est pas disponible en termes infra-annuels ; cette spécification ne peut donc être utilisée en tant que telle pour des exercices de prévision à court terme.

L'introduction directe des variables de coût ou de durée du travail dans une équation économétrique d'emploi donne difficilement satisfaction, car les différentes estimations apparaissent dépendantes de la période de référence. Dans l'équation retenue ici, il a donc été jugé préférable d'introduire directement les estimations *ad hoc* des effets des différentes mesures sur l'emploi (cf. encadré 1). L'objectif n'est pas de comparer les effets des différentes politiques de l'emploi ; ceux-ci ont souvent été évalués dans différentes études, qui ont été

établies le plus souvent sur la base de données microéconomiques, mais qui ne sont pas directement comparables, ne serait-ce que par les méthodes employées (cf. encadré 2). L'objectif ici est de tenir compte d'ordres de grandeur en général consensuels, pour mieux estimer le lien entre l'emploi « spontané » et l'activité, c'est-à-dire pour mieux comprendre les évolutions tendancielle et de court terme de la productivité horaire du travail, qui auraient été observées sans ces politiques. Certains de ces ordres de grandeur sont susceptibles d'être révisés ce qui donne aux effets retenus un caractère provisoire. Ce peut être en particulier le cas des effets des dispositifs de réduction du temps de travail (RTT).

Le tableau 2 montre les évolutions de la productivité horaire sur trois périodes distinctes, et le graphique 4 montre les effets retenus des différentes politiques de l'emploi sur la productivité horaire. Les mesures spécifiques et les exonérations de cotisations sociales ont eu un effet négatif décroissant sur la productivité horaire sur toute la période. La réduction du temps de travail aurait eu un effet négatif sur la productivité par tête et positif sur la productivité horaire, particulièrement fin 1999-début 2000 avec le passage aux « 35 heures » de la plus grande partie des entreprises de plus de 20 salariés et, dans une moindre mesure, fin 2001-début 2002.

Le ralentissement des dernières années marque le caractère procyclique de la productivité

Les éléments précédents ne permettent cependant d'expliquer qu'une partie de la faiblesse des gains de productivité dans les secteurs concurrentiels au cours des trimestres récents.

En 2000, les gains annuels de productivité horaire étaient importants (+4,2% en moyenne annuelle), avec notamment une forte baisse de la durée du travail (-2,2%). En

Tableau 2 : Productivité horaire corrigée des différentes politiques

(croissance annuelle moyenne, en %)

	1979-1992	1993-2002	dont 2001-2002
Productivité horaire (1)	2,4	2,0	1,3
Productivité horaire corrigée des politiques spécifiques et des exonérations générales (2)	2,4	2,1	1,3
Productivité horaire corrigée des politiques spécifiques, des exonérations générales et de l'effet de la RTT sur la productivité (3)	2,4	1,8	0,8

Champ : secteurs principalement concurrentiels non agricoles.

Lecture :

Sur la période 1993-2002, la productivité horaire (1) a augmenté de 2,0% en moyenne ; sans mesures de baisse de coût du travail, la productivité horaire aurait été de 2,1% (2) ; ces mesures auraient contribué pour -0,1 point en moyenne par an (1) - (2) ; les gains de productivité horaire dégagés par la RTT auraient contribué à hauteur de 0,3 point en moyenne sur ces années (3) - (2).

2001, malgré la poursuite de la baisse de la durée du travail (-1,5%), la productivité s'est nettement infléchie (+1,2%), l'emploi ne décélérant que lentement par rapport à l'activité. La productivité horaire a même baissé en glissement annuel fin 2001 (-0,4%).

De fait, l'emploi ne s'ajuste qu'avec retard aux variations de la production : en période de ralentissement, ni l'emploi ni les heures travaillées ne baissent instantanément autant que la production (cf. graphiques 5 et 6). C'est ce qui est décrit classiquement dans le cycle de productivité du travail, et ce que l'on peut interpréter avec l'équation macroéconomique retenue : lorsque la situation conjoncturelle se dégrade, les entreprises retiennent dans un premier temps de la main-d'œuvre, pour ne pas payer des coûts de licenciement puis des coûts d'em-

bauche et de formation lors d'une phase plus favorable du cycle. Lorsque la situation s'améliore, les entreprises préfèrent d'abord augmenter l'intensité de l'utilisation de la main-d'œuvre, en attendant que cette reprise soit confirmée.

Le rythme de croissance de la productivité horaire est resté faible en 2002 (+1,3%). En début d'année, le rebond de l'activité a laissé place à de forts gains de productivité à court terme, l'emploi continuant de ralentir. Mais la reprise ne s'est pas concrétisée par la suite, l'activité s'est nettement infléchie en seconde partie d'année, plus encore que l'emploi : le rythme de la productivité est alors resté inférieur à sa tendance de long terme.

Début 2003, l'activité reste en recul, et plus particulièrement en ce qui concerne les secteurs concu-

rentiels non agricoles : -1% en rythme annuel au cours du premier semestre. Les gains de productivité horaire ont été globalement nuls sur la même période. En conséquence, le nombre d'heures travaillées a baissé de 1% en rythme annuel, la poursuite de la baisse de la durée du travail (-0,6% en rythme annuel sur le semestre) y ayant surtout contribué, alors que l'emploi ne s'est que légèrement dégradé.

Autant l'équation d'emploi retenue traduit bien le ralentissement de 2001 et les gains de productivité horaire en début d'année 2002 (en glissement annuel, contribution des résidus de 0,1% fin 2001 et à la mi-2002), autant les évolutions comparées de l'activité et de l'emploi semblent inhabituelles depuis lors, relativement à la modélisation retenue : en simulation dynamique l'équation suggère ainsi au troisième trimestre de 2003 une évolution de l'emploi qui serait sur un an 0,4 point inférieure à celle qui a été observée. Autrement dit l'évolution de la productivité horaire est difficilement explicable par ses déterminants habituels depuis un an.

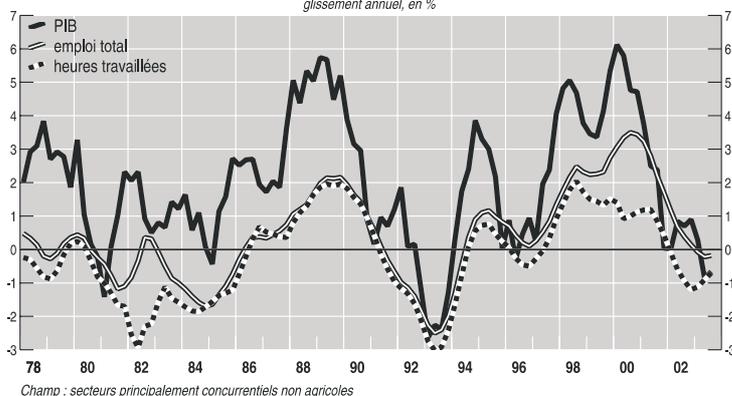
La reprise attendue de l'activité profiterait un peu à l'emploi, contribuerait surtout à un retour vers des rythmes de productivité plus habituels

C'est donc probablement dans un contexte de rétention de main-d'œuvre plus important que ne le suggère l'équation que l'on s'est situé au cours des derniers trimestres. La durée du travail se stabilise lentement avec la fin du processus du passage aux « 35 heures ». La production est en nette progression au troisième trimestre de 2003, alors que l'emploi a faiblement diminué ; les entreprises ont pu alors dégager des gains de productivité horaire plus proches de leur rythme tendanciel.

Pour les trimestres à venir, l'assouplissement du régime des heures supplémentaires permettrait aux entreprises d'intensifier les proces-

5

PRODUCTION, HEURES ET EMPLOI
glissement annuel, en %



6

PRODUCTIVITE ET PRODUCTION
glissement annuel, en %

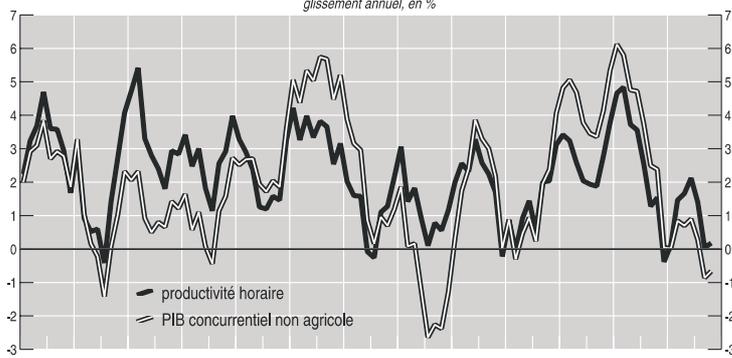


Tableau 3 : Croissance et emploi

(en %)

	Évolution en moyenne annuelle				Évolution en moyenne trimestrielle							
	2000	2001	2002	2003	2002		2003				2004	
					3 ^e T.	4 ^e T.	1 ^{er} T.	2 ^e T.	3 ^e T.	4 ^e T.	1 ^{er} T.	2 ^e T.
PIB concurrentiel non agricole, hors immobilier (1)	5,3	2,1	0,6	-0,2	0,1	-0,5	0,0	-0,5	0,3	0,6	0,8	0,5
Productivité par tête	1,9	-0,3	0,0	0,0	0,2	-0,5	0,1	-0,4	0,3	0,6	0,8	0,4
Productivité horaire (2)	4,2	1,2	1,3	0,7	0,4	-0,3	0,2	-0,2	0,4	0,7	0,8	0,4
Nombre d'heures travaillées (3)=(1)-(2)	1,1	0,9	-0,7	-0,9	-0,2	-0,2	-0,2	-0,3	0,0	0,0	0,0	0,1
Durée du travail (4)	-2,2	-1,5	-1,3	-0,6	-0,2	-0,2	-0,1	-0,2	0,0	0,0	0,0	0,0
Emploi total (salarié + non salarié) (5)=(4)-(3)	3,3	2,5	0,6	-0,2	0,0	0,0	-0,1	-0,1	0,0	0,0	0,1	0,1
Emploi salarié des secteurs concurrentiels non agricoles	3,7	2,8	0,7	-0,1	0,0	0,1	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,1	0,1

Champ : secteurs principalement concurrentiels non agricoles.

Prévision

sus de production, notamment dans l'industrie. Si la croissance de l'activité se confirme, la production augmenterait donc plus vite que l'emploi, pour permettre aux entreprises de restaurer des marges que le ralentissement a entamées au cours des trimestres précédents.

En conséquence, l'emploi augmenterait à nouveau au cours des prochains trimestres, n'accélégrant que très progressivement. Les contributions des différentes variables à la croissance de l'emploi seraient toutes faibles en début d'année prochaine : la contribution de la durée deviendrait pratiquement nulle, tandis que celle des dispositifs d'aide à l'emploi marchand s'accroîtrait très légèrement avec la montée en charge du revenu minimum d'activité (RMA) et les effets diffusés des exonérations générales de cotisation depuis le troisième trimestre de 2003. Compte tenu des délais habituels entre la reprise de l'activité et celle de l'emploi, et de la nécessité pour les entreprises de retrouver un certain niveau de marge, l'emploi salarié n'augmenterait donc que de l'ordre de 0,1% par trimestre d'ici la mi-2004. Il ne retrouverait donc pas les rythmes importants de croissance observés jusqu'en 2001. Ce faisant, la productivité horaire retrouverait un rythme annuel de croissance de l'ordre de 2 à 2½% au cours du prochain semestre. ■

BIBLIOGRAPHIE

- Baron H., P.-O. Befy, N. Fourcade, R. Mahieu [2003], « Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990 », *Document de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques*, Insee, décembre 2003.
- Crépon B. et R. Deplatz [2002], « Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires », *Économie et Statistique* n°348, mars 2002.
- Dares [2003], « Les politiques de l'emploi et du marché du travail », *collection Repères* n°373, édition La Découverte.
- Dares [1996], « 40 ans de politique de l'emploi », ministère du travail et des affaires sociales, *La Documentation française*.
- Dares, DP, Insee [1997], « Bilan économique et social de la France. Dossier préparatoire à la conférence nationale sur l'emploi, les salaires et le temps de travail », *La Documentation française*.
- Dormont B. [1997], « L'influence du coût du travail sur la demande de travail », *Économie et Statistique*, n°301-303.
- Gonzalez-Demichel C., L. Ménard et E. Nauze-Fichet [2000], « Une modélisation du lien entre croissance et emploi », *dossier de la note de conjoncture de décembre 2000*.
- Insee [2002] « Le suivi de l'emploi essentiellement non marchand en France », *encadré de la fiche emploi de la note de conjoncture de juin 2002*, p. 77-80.
- Insee [2003] « Effet sur les salaires et sur le coût du travail de l'harmonisation des salaires minimaux », *encadré de la fiche salaires de la note de conjoncture de juin 2002*, p. 86-89.
- Laroque G. et B. Salanié [2000], « Une décomposition du non emploi en France », *Économie et Statistiques* n°331, juin 2000.
- Lerais F. [2001], « Une croissance plus riche en emplois », *Premières Synthèses de la Dares*, n° 07-01.
- Malinvaud E. [1998], « Les cotisations sociales à la charge des employeurs : analyse économique », *rapport du Conseil d'analyse économique au Premier ministre*, *La documentation française*.
- Passeron V. [2002]. « 35 heures : 3 ans de mise en œuvre du dispositif Aubry », *Premières Synthèses de la Dares*, février 2002, n°06-2.
- Stock J.H. et M.W. Watson [1993], « A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems », *Econometrica*, Vol.61, n°4, juillet 1993, 783-820.

ENCADRÉ 1 : ÉQUATION ÉCONOMÉTRIQUE UTILISÉE POUR L'ANALYSE

Le principe de l'équation d'emploi macroéconomique utilisée dans ce dossier repose sur le lien entre le nombre d'heures travaillées et la valeur ajoutée des branches principalement concurrentielles et non agricoles. Elle est estimée en deux étapes : un long terme, qui décrit la tendance de la productivité horaire du travail ; un court terme qui explicite comment le nombre d'heures travaillées s'ajuste à ce long terme, en fonction notamment des variations de l'activité.

Équation de long terme

Le principe de l'équation à long terme est de modéliser la hausse tendancielle de la productivité apparente du travail. Qu'elle soit calculée par tête ou en termes horaires, la productivité apparente du travail n'a cessé de ralentir depuis le début des années soixante-dix

En pratique, plusieurs options peuvent être adoptées. On peut par exemple retenir une tendance de productivité horaire linéaire, pour capter la baisse régulière des gains de productivité (cf. *Lerais [2001]*). L'équation a alors la forme :

$$\text{LOG}(VA / H) = \text{LOG}(\alpha + \beta t) + \text{Autres variables}$$

Où :

VA est la valeur ajoutée

H est le nombre d'heures travaillées par l'ensemble des personnes en emploi

VA / H est donc la productivité horaire

t représente le temps

Cette spécification n'introduit pas de rupture dans la tendance, mais ne peut toutefois être utilisée qu'à court terme, car elle conduit à un rythme de productivité du travail nul à long terme.

On peut également retenir une spécification dans laquelle la tendance des gains de productivité horaire est constante par périodes. On introduit alors des ruptures de tendance exogènes qui n'ont pas forcément de caractère explicatif.

$$\text{LOG}(VA / H) = \alpha + \beta t + \beta' t' + \text{Autres variables}$$

Où :

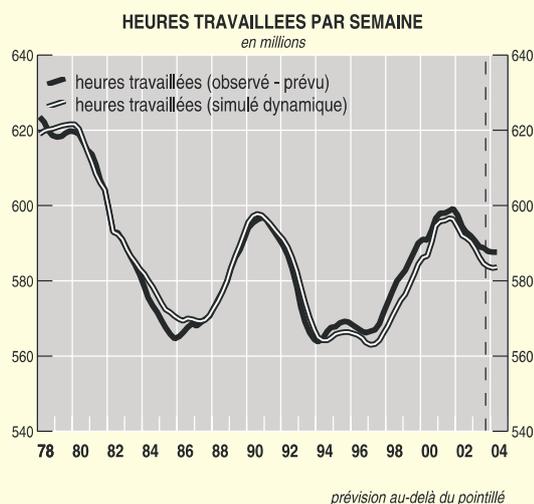
t' représente une rupture de tendance sur une période donnée.

Ce type de spécification est plus cohérent avec la théorie de la croissance à long terme, mais elle nécessite d'introduire des ruptures de tendance *ad hoc*. C'est cette spécification qui a été adoptée pour l'analyse dans ce dossier, d'une part parce qu'elle implique des propriétés économétriques plus satisfaisantes à court terme, d'autre part parce qu'elle permet de mettre en évidence un effet du coût moyen du travail sur l'emploi.

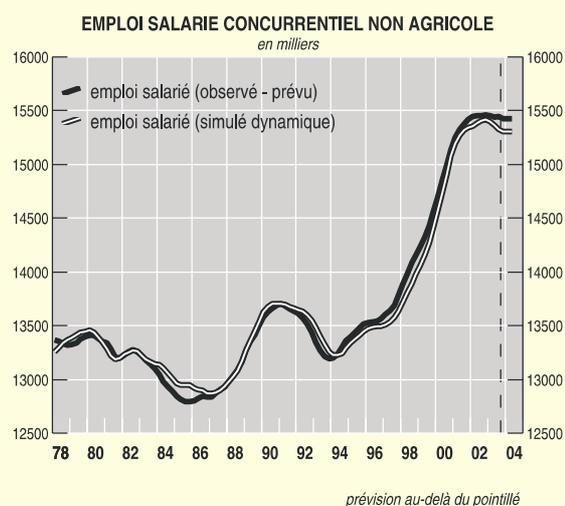
L'équation finalement retenue a ainsi la forme :

$$\text{LOG}(VA / H) = \alpha + \beta t + \beta' t' + \gamma \text{LOG}(SHM) + \text{LOG}(PE)$$

A



B



Deux variables ont ainsi été ajoutées pour expliquer l'évolution tendancielle de la productivité horaire. Il s'agit d'une part des effets estimés de la politique de l'emploi LOG(PE) sur la productivité horaire. Ceux-ci peuvent être distingués selon deux types de politiques :

- celles qui visent à abaisser le coût du travail, de façon générale depuis le début des années quatre-vingt-dix (exonérations générales des cotisations salariales employeurs sur les bas salaires) ou de façon plus ciblée comme dans le cadre du dispositif du CIE ; l'effet à la baisse sur la productivité du travail de ces différentes mesures est estimé directement à partir des effets estimés sur l'emploi (cf. encadré 2 pour la description des principales mesures des politiques de l'emploi et la façon dont sont estimés ces effets) ;

ENCADRÉ 1 : ÉQUATION ÉCONOMÉTRIQUE UTILISÉE POUR L'ANALYSE (SUITE)

• celles qui visent à baisser la durée collective du travail depuis 1996 (loi « Robien » puis lois « Aubry ») qui ont plutôt eu pour effet d'augmenter les gains de productivité horaire : parce qu'il y a eu des réorganisations nécessaires pour ne pas abaisser le niveau de production donnée, qui se sont traduits par des effets emplois moins importants que la baisse observée de la durée ; parce qu'il y a eu des délais d'embauches pour compenser des baisses instantanées de la durée. En pratique, pour tenir compte de ces deux effets, l'impact des mesures de RTT sur la productivité horaire est calculé par différence entre la baisse de la durée et les effets sur l'emploi estimés (cf. encadré 2 pour la façon d'estimer ces effets).

Dans l'équation retenue les effets des politiques de l'emploi sur la productivité horaire sont estimés de façon *ad hoc* et imposés dans l'équation. Une possibilité est d'estimer sans contrainte, à partir de données macroéconomiques, l'effet de la durée du travail et celle du coût du travail ; mais l'économétrie rend difficilement compte sur longue période de tendances et ruptures de tendances observées sur les trois variables que sont la productivité du travail, la baisse de la durée du travail et l'évolution du coût horaire du travail : les effets des différentes variables dépendent fortement du choix de la période d'estimation. Il a donc été préféré d'imposer ces effets dans l'équation ; l'idée est d'estimer une tendance de la productivité horaire qui soit indépendante de ces politiques visant à enrichir la croissance en emplois.

D'autre part, l'effet complémentaire du salaire horaire réel moyen hors cotisations sociales employeurs (LOG (SHM)) a été introduit dans l'équation. Ainsi, outre les baisses de cotisations sociales concentrées sur les bas salaires, le coût moyen horaire du travail en termes réels a un effet sur la demande de travail des entreprises. C'est ce que l'on retrouve théoriquement lorsque l'on considère un modèle dans lequel les entreprises établissent leur demande de travail en fonction des paramètres de leur fonction de production (de type Cobb-Douglas ou CES par exemple), de la demande qui leur est adressée, et du coût relatif du travail.

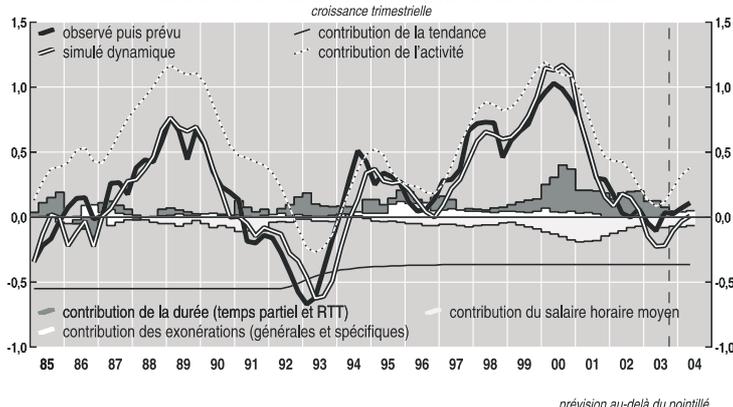
À long terme, l'estimation a été estimée sur la période 1978-2002 par la méthode de Stock et Watson [1993]:

$$\begin{aligned} \text{LOG}(VA / H) = & -6,97 + 0,55\%t - 0,19\%t' \\ & (-6,7) \quad (11,6) \quad (-3,9) \\ & + 0,16 \text{ LOG}(\text{SHM}) + \text{LOG}(\text{PE}) \\ & (15) \end{aligned}$$

Les variables utilisées sont les suivantes :

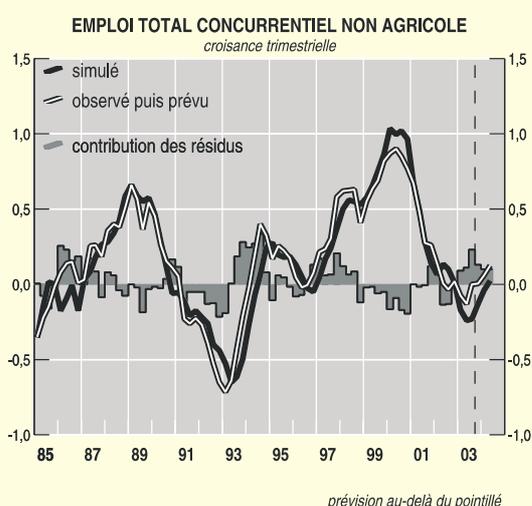
- VA : PIB des branches principalement concurrentielles, non agricoles et non immobiliers, dans les comptes nationaux trimestriels ; la non prise en compte des branches agricole et non concurrentielle se justifie par la façon très spécifique avec laquelle sont construits l'activité et l'emploi dans ces branches, sur la base d'informations annuelles notamment ; la non prise en compte de la branche immobilière se justifie par la forte contribution des loyers à la valeur ajoutée de cette branche, production ne nécessitant pas de travail.
- $H = D * E$: heures travaillées dans les secteurs principalement concurrentiels non agricoles.
- $E = N + NS$: emploi salarié et non salarié dans les secteurs principalement concurrentiels non agricoles, estimés au Département emploi et revenus d'activité ; l'emploi non salarié, disponible sur données annuelles, est interpolé pour disposer de données trimestrielles.
- D : durée moyenne dans les secteurs concurrentiels non agricoles ; les éléments de la durée des salariés sont construits par les comptes nationaux trimestriels et seront publiés début 2004 ; concernant la durée collective des salariés à temps complet, ils ont été rétro-polés pour la période précédente 1990 avec l'ancienne base des comptes trimestriels ; les données n'étant pas toutes disponibles avant 1990, les éléments liés aux absences pour motifs individuels (grèves, maladies) ou spécifiques (chômage partiel, chômage intempéries), et qui contribuent surtout à la variabilité au trimestre le trimestre de la durée, n'ont pas été pris en compte ; pour les non salariés, la durée moyenne est supposée stable sur tout la période.

EMPLOI SALARIE : EVOLUTION ET CONTRIBUTIONS ECONOMETRIQUES



ENCADRÉ 1 : ÉQUATION ÉCONOMÉTRIQUE UTILISÉE POUR L'ANALYSE (SUITE)

- *SHM* est le salaire mensuel moyen déflaté par la durée moyenne des salariés et par les prix de la valeur ajoutée issus des comptes trimestriels.
- *LOG(PE)* est l'effet des différentes mesures de la politique de l'emploi (cf. encadré 2).
- *t* représente le temps et *t'* représente une rupture tendancielle à partir du quatrième trimestre de 1992 ; le choix de cette date, pour distinguer deux sous-périodes de gains de productivité a été fait selon des critères économétriques. Avant cette rupture, le taux de croissance de la productivité horaire était de 2,4% en rythme annuel ; il ralentit à 2,0% en moyenne après cette date.



Équation de court terme A

$$\begin{aligned} \Delta \text{LOG}(H') = & 0,72 \Delta \text{LOG}(H')_{-1} - 0,22 \Delta \text{LOG}(H')_{-2} + 0,22 \Delta \text{LOG}(H')_{-3} - 0,11 \Delta \text{LOG}(H')_{-4} \\ & (9,3) \qquad \qquad \qquad (-2,2) \qquad \qquad \qquad (2,3) \qquad \qquad \qquad (-15) \\ & + 0,07 \Delta \text{LOG}(VA')_{+1} + 0,10 \Delta \text{LOG}(VA') + 0,04 \Delta \text{LOG}(VA')_{-1} - 0,05 * \Delta \text{LOG}(SHM)_{-4} \\ & \qquad \qquad \qquad (3,5) \qquad \qquad \qquad (5,4) \qquad \qquad \qquad (17) \qquad \qquad \qquad (-2,3) \\ & - 0,05 [\text{LOG}(H') - \text{LOG}VA' - 7,05 + 0,15 \text{LOG}(SHM)]_{-1} - 0,7\% \text{DUM821} + 0,5\% \text{DUM823} \\ & \qquad \qquad \qquad (-2,7) \qquad (-6,3) \qquad \qquad \qquad (4,2) \end{aligned}$$

Estimation sur la période 1978T1 à 2002T4 - R² ajusté = 91,6% RMSE=1,10% DW=1,69
Entre () : statistiques de Student

Équation de court terme

L'équation d'heures travaillées à court terme est alors retenue sous forme de modèle à correction d'erreur (MCE), dans lequel le nombre d'heures s'ajuste à la cible de long terme en suivant une dynamique de court terme. De la même façon que dans l'équation de long terme, les effets imputables aux différentes mesures de politique de l'emploi sont imposés à court terme. Soient :

- $\text{LOG}(H') = \text{LOG}(H) + \text{LOG}(PE)$, le nombre d'heures travaillées hors effets des politiques sur l'emploi.
- $\text{LOG}(VA') = \text{LOG}(VA) - (0,55\% t - 0,19\% t')$

L'équation A de court terme s'écrit alors sous la forme décrite ci-dessous.

Outre les variables déjà retenues dans l'équation de long terme et présentées plus haut : le signe Δ représente une variation trimestrielle ; *DUM821* et *DUM823* sont des variables indicatrices des trimestres 1982T1 et 1982T3, l'année 1982 ayant été caractérisée par des variations exceptionnelles de productivité horaire en partie imputables à la baisse de la durée légale de 40 à 39 heures.

La variable *VA'* ressort de façon contemporaine, retardée et avancée ; le fait d'introduire l'activité avancée peut se justifier par l'idée qu'une partie de l'emploi, l'intérim, qui contribue beaucoup à la variabilité au trimestre le trimestre de l'emploi total, contient des caractéristiques avancées sur l'activité (cf. encadré 5). ■

Tableau A : Équation d'emploi : observé, simulé et contribution

(croissance trimestrielle en %)

	2002				2003				2004	
	1 ^{er} T.	2 ^e T.	3 ^e T.	4 ^e T.	1 ^{er} T.	2 ^e T.	3 ^e T.	4 ^e T.	1 ^{er} T.	2 ^e T.
Effectif total (salariés + non salariés) observé puis prévu	0,1	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,1	0,0	0,0	0,1	0,1
Effectif total (salariés + non salariés) simulé (dynamique)	0,1	0,1	0,1	0,0	-0,2	-0,2	-0,2	-0,1	0,0	0,0
Contribution des résidus	0,1	-0,1	-0,1	0,0	0,1	0,1	0,2	0,1	0,1	0,1
Contribution de la durée (temps partiel et RTT)	0,1	0,2	0,2	0,2	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0
Contribution de l'activité	0,4	0,4	0,3	0,2	0,1	0,1	0,1	0,2	0,3	0,4
Contribution de la tendance	-0,4	-0,4	-0,4	-0,4	-0,4	-0,4	-0,4	-0,4	-0,4	-0,4
Contribution du salaire horaire moyen	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1
Contribution des exonérations (générales et spécifiques)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1
Effectif salarié observé puis prévu	0,2	0,0	0,0	0,1	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,1	0,1
Effectif salarié simulé (dynamique)	0,1	0,2	0,1	0,1	-0,1	-0,2	-0,2	-0,1	0,0	0,0

Champ : secteurs principalement concurrentiels non agricoles.

Prévision

ENCADRÉ 2 : POLITIQUES DE L'EMPLOI DANS LE SECTEUR MARCHAND DESCRIPTION ET EFFETS SUR L'EMPLOI TOTAL

On peut considérer trois grands types de mesures visant à enrichir la croissance en emplois. Le premier concerne l'ensemble des dispositifs spécifiques, réservés à des publics en difficulté sur le marché du travail (jeunes et chômeurs de longue durée notamment) et repose le plus souvent sur des exonérations de cotisations. Le deuxième regroupe l'ensemble des différents dispositifs à caractère général visant à baisser le coût relatif des salariés à bas salaires, souvent peu qualifiés. Enfin, le troisième type de mesure concerne la baisse de la durée du travail, que ce soit via l'encouragement au développement à temps partiel ou les lois organisant la réduction collective du temps de travail (RTT).

Les dispositifs spécifiques

De nombreuses mesures d'aides à l'emploi se sont succédé depuis la rupture au milieu des années soixante-dix du rythme tendanciel de la croissance de l'activité et de l'emploi. Certaines ont concerné de très faibles nombres de bénéficiaires et ne peuvent être prises en compte dans l'analyse macroéconomique de l'emploi. D'autres ont été plus importantes et leurs effets supposés sur l'emploi sont retenus dans l'équation d'emploi (*cf. encadré 1*). Reposant pour la plupart d'entre elles sur une baisse du coût relatif du travail des publics ciblés, elles peuvent être distinguées selon trois principaux groupes ⁽¹⁾ :

- Les contrats en alternance visent à favoriser l'embauche notamment des chômeurs de longue durée et des jeunes. Ils se déclinent sous la forme de contrats d'apprentissage, de qualification, d'adaptation et d'orientation. Ils permettent à l'entreprise de rémunérer la personne en dessous du Smic, de recevoir des aides ou de bénéficier d'exonérations de cotisations sociales ; en contrepartie l'employeur s'engage à orienter ou à former le bénéficiaire.
- Les exonérations et primes à l'embauche peuvent concerner les jeunes, les chômeurs de longue durée, mais également l'embauche d'un premier, deuxième ou troisième salarié ou certaines zones géographiques particulièrement défavorisées (c'est par exemple le cas des dispositifs « zone franche urbaine », « zone de revalorisation rurale ou de redynamisation urbaine »). Parmi cet ensemble, le contrat de retour à l'emploi (CRE), puis depuis 1995, le contrat initiative emploi (CIE), ont concerné de nombreux bénéficiaires au cours des années quatre-vingt-dix. Le CIE s'adresse entre autres aux demandeurs d'emploi de longue durée ou de plus de 50 ans, aux bénéficiaires du revenu minimum d'insertion (RMI) ou de l'allocation spécifique de solidarité (ASS), et aux jeunes sans emploi. Le CIE est un contrat à durée indéterminée ou déterminée de 12 à 24 mois, à temps plein ou à temps partiel. Il prend la forme d'une exonération de charges qui peut être ac-

compagnée d'une prime de 152 à 305 euros par mois selon le type de bénéficiaire concerné. Plus récemment, les contrats jeunes en entreprise (CJE), mis en place en 2002, visent les jeunes de moins de 22 ans ne possédant pas le baccalauréat. Le contrat doit être à durée indéterminée et l'employeur perçoit une aide mensuelle allant de 225 à 292 euros, dégressive sur 3 ans, selon le salaire. Le revenu minimum d'activité (RMA) tel qu'il est envisagé pour 2004 peut également être considéré comme faisant partie de ce type de dispositifs.

- On peut également retenir d'autres politiques spécifiques ou sectorielles, qui sans être particulièrement centrées sur l'emploi ont pu avoir des effets sensibles sur l'évolution de celui-ci. Il peut en être ainsi de la baisse de la TVA de 20,6% à 5,5% sur les travaux dans les logements.

Les mesures générales de baisses du coût du travail

Depuis le début des années quatre-vingt-dix, les politiques de l'emploi se sont réorientées vers des mesures générales sous forme de baisse de cotisations sociales à la charge des employeurs pour les salaires au voisinage du Smic. Ces allègements ont connu une montée en charge progressive et de nombreuses modifications depuis 1993, portant notamment sur le seuil maximal donnant droit à exonérations et sur leur montant au niveau du Smic. À partir de 1996 la ristourne sur les bas salaires (RBS) s'est élevée jusqu'à 18,2 points de cotisations au niveau du Smic ; elle était dégressive jusqu'à 1,33 Smic.

La montée en charge de ces mesures a connu une pause depuis 1998, si l'on fait l'hypothèse généralement admise que les importants allègements de cotisations consentis aux entreprises passant aux 35 heures ne servent pas à créer de l'emploi mais à financer le surcroît de coût horaire imputable à la RTT (*cf. supra*).

Dans le cadre de l'harmonisation des salaires nominaux, de nouvelles exonérations généralisées sont consenties depuis juillet 2003, avec la loi « Fillon » du 17 janvier 2003 relative aux salaires, au temps de travail et au développement de l'emploi (*cf. Insee [2003]*). Le principe est de fusionner au 1^{er} juillet 2005 la réduction dégressive et les allègements « 35 heures » : à cette date, l'allègement sur les bas salaires ne dépendra plus de la situation de l'entreprise relativement aux « 35 heures ». Pour les entreprises restées à 39 heures, l'allègement depuis juillet 2003 est maximal à 20,6% du salaire au niveau du Smic et dégressif jusqu'à 1,5 Smic. Au 1^{er} juillet 2005, l'allègement sera le même que celui accordé aujourd'hui aux entreprises à 35 heures : un allègement maximal de 26% au niveau du Smic, dégressif jusqu'à 1,7 Smic. Dans l'équation d'emploi, une partie de ce surcroît d'exonérations pour les entreprises restées à 39 heures est de fait compensée par une hausse de salaire réel moyen imputable à la revalorisation du Smic horaire.

(1) Ces différents dispositifs sont plus précisément décrits dans les Bilans annuels de la politique de l'emploi de la Dares ou dans Dares[2003].

ENCADRÉ 2 : POLITIQUES DE L'EMPLOI DANS LE SECTEUR MARCHAND DESCRIPTION ET EFFETS SUR L'EMPLOI TOTAL (SUITE)

Estimations retenues pour l'effet sur l'emploi des mesures reposant sur la baisse du coût du travail

L'effet sur l'emploi des variations du coût du travail a fait l'objet de nombreuses études donnant lieu à des résultats dispersés. Certes, les estimations macroéconomiques ne permettent souvent pas de trouver des résultats stables ou significatifs sur l'élasticité de l'emploi à son coût (cf. encadré 1). Cependant, de nombreux travaux microéconomiques aboutissent en général à une élasticité négative et significative (cf. Dormont [1997], Laroque et Salanié [2000] et Crépon et Desplatz [2002]).

L'effet d'une baisse du coût du travail serait d'autant plus important qu'il est concentré sur les bas salaires sur des postes en majorité non qualifiés. À l'effet de substitution capital / travail s'ajoute alors un effet de substitution entre travail qualifié et non qualifié. Mais il n'y a pas que cet effet de substitution entre facteurs de production : les entreprises peuvent décider de baisser leurs prix, avec un effet éventuel sur la demande qui leur est adressée, donc sur leur propre demande d'emploi. Lorsque cela ne se traduit qu'en termes de gains de parts de marché aux dépens d'autres entreprises ou d'autres secteurs, cela suggère tout de même des effets de substitution entre facteurs à un niveau plus agrégé : la demande se réoriente vers des biens qui nécessitent plus d'emplois non qualifiés dans le processus de production. On peut enfin considérer le canal de l'amélioration de la compétitivité extérieure, via la modification du coût relatif vis-à-vis du travail étranger.

Les différents travaux à caractère microéconomique étudient diversement l'un ou plusieurs de ces différents canaux. Compte tenu de la diversité des interprétations et des résultats, en pratique on retient une élasticité « consensuelle » de la demande de travail non qualifié à son coût de -0,6 à moyen terme (cf. Dares, DP, Insee [1997]). Elle repose implicitement sur différents facteurs : des élasticités de substitution entre les facteurs de production compris entre 0,18 et 0,88 selon les travaux pour ce qui concerne les deux catégories de travail, entre 0,5 et 1,1 pour celle entre travail et capital ; la sensibilité de la demande de biens et surtout des services aux prix ; d'un effet de bouclage macroéconomique (sans prise en compte du financement) qui renvoie à l'ensemble des effets favorables d'une moindre inflation (compétitivité, moindre épargne...) ou d'une plus grande rentabilité des entreprises.

S'agissant des exonérations générales de cotisations employeurs sur les bas salaires, l'élasticité apparente est alors un peu supérieure à l'unité, car la baisse du coût du travail moyen est concentrée sur environ 20% de la masse salariale (cf. Dares [1996]). En pratique, à la montée en charge des exonérations est donc appliquée une élasticité unitaire. Compte tenu des mécanismes incitatifs que cette élasticité suggère, les délais d'action sur l'emploi sont supposés étalés dans le temps (cf. Malinvaud [1998]). En pratique un

délai de 5 ans a été retenu. En principe, cette élasticité retenue comporte des effets transitant par la hausse de la demande, qu'il est erroné d'intégrer directement dans une équation d'emploi, puisqu'ils sont déjà intégrés dans la croissance de l'activité. Cette approximation semble toutefois de second ordre relativement à l'écart type des résultats trouvés concernant l'élasticité globale. Celle-ci ne tient par exemple pas compte du problème du financement de la mesure.

S'agissant des dispositifs ciblés, qui reposent le plus souvent sur les bas salaires, le principe est le même et repose sur cette élasticité de -0,6 de l'emploi non qualifié à son coût. Pour chaque dispositif, elle est appliquée au montant de l'exonération moyenne ; on dispose alors de « coefficients emplois » qui sont appliqués à la variation du nombre de bénéficiaires observée ou prévue et qui permettent ainsi d'estimer les effets sur l'emploi. L'hypothèse ici est que les délais d'action sont raccourcis (un an), ce qui peut être justifié par le fait que la mesure doit être utilisée pour bénéficier de l'avantage sur le coût du travail.

S'agissant de mesures plus sectorielles comme la baisse de la TVA dans le bâtiment, un effet de 30 000 emplois a été retenu sur la base du modèle Métrix (hors bouclage macroéconomique). Là encore une partie de l'effet estimé pourrait ne pas être intégré dans l'équation si on pouvait la distinguer, lorsque l'effet passe par le canal d'une hausse de la demande et contribue déjà à l'emploi via une hausse du PIB.

Les mesures visant à la réduction du temps de travail

Les mesures visant à baisser la durée pour partager le temps de travail ont d'abord porté sur le travail à temps partiel. C'est le cas par exemple de la mesure d'abattement pour l'embauche de salariés à temps partiel, qui consistait jusqu'en 2002 à l'exonération de cotisations employeurs de l'ordre de 30%. Ce peut être également le cas de la mesure d'exonérations générales de cotisations sociales qui a pu être très incitative au développement du temps partiel avec la déproratisation en 1996 de la ristourne. L'équation d'emploi étant formulée en termes horaires, aucun effet spécifique supplémentaire n'a cependant été ajouté car le développement du temps partiel en partie imputable à ces dispositifs est déjà pris en compte dans la baisse de la durée.

Depuis 1996, les mesures ont plutôt porté sur la réduction collective du temps de travail. Amorcée avec la loi « Robien » (1996), la diffusion des « 35 heures » s'est ainsi fortement développée avec les lois « Aubry 1 » (1998) et « Aubry 2 » (2000). La loi « Robien » a proposé un dispositif d'incitation à la RTT, sous forme d'allège-

ENCADRÉ 2 : POLITIQUES DE L'EMPLOI DANS LE SECTEUR MARCHAND DESCRIPTION ET EFFETS SUR L'EMPLOI TOTAL (SUITE)

ments de cotisations salariales pour financer le surcroît de coût horaire du travail que le passage à 35 heures engendre.

La loi « Aubry 1 » a fixé la durée légale du travail à 35 heures hebdomadaires en janvier 2000 pour les entreprises de plus de 20 salariés, en janvier 2002 pour les autres. Elle a institué un dispositif remplaçant le dispositif « Robien », incitant les partenaires sociaux à négocier une RTT avant la baisse de la durée légale. La baisse de la réduction du travail devait être d'au moins 10% à mode de calcul constant. Un certain nombre d'entreprises ont réduit leur durée collective de travail sans aide incitative, en anticipant ou en se conformant à la nouvelle durée légale de 35 heures. C'est le cas d'une part de grandes entreprises publiques qui ont réduit leur durée du travail sans pouvoir bénéficier d'allègement de cotisations sociales, et d'autre part d'entreprises du secteur privé qui ne sont pas entrées dans le dispositif d'incitation, parce qu'elles ne voulaient ou ne pouvaient pas s'engager sur les conditions minimales d'octroi des aides.

La loi « Aubry 2 » a confirmé le calendrier de la baisse de la durée légale et organisé le nouveau régime de la durée du travail : définition de la durée effective, régime des heures supplémentaires, système de garantie mensuelle des salaires au niveau du Smic. Elle a instauré un allègement annuel de cotisations sociales, dégressif depuis 26 points de cotisations au niveau du Smic jusqu'à 610 euros par salarié au niveau de 1,8 Smic et au-delà. L'allègement se substitue alors à la ristourne dégressive sur les salaires inférieurs à 1,3 Smic et est en partie cumulable avec les aides incitatives. Cet allègement est octroyé aux entreprises couvertes par un accord majoritaire sur une durée collective inférieure ou égale à 35 heures, sans condition sur l'ampleur de sa baisse.

Les effets retenus sur l'emploi reposent sur la comparaison *ex post* des entreprises passées à 35 heures avec celles restées à 39 heures, à structure de taille et de secteur équivalente, en tenant compte de la dynamique antérieure des effectifs, particulière dans les entreprises passées à 35 heures (*cf. Passeron [2002]*). L'effet emploi estimé est de l'ordre de 6,5% pour une baisse de la durée du travail de 10% dans le cadre des dispositifs incitatifs « Robien » ou

« Aubry 1 ». Sous l'hypothèse d'une production inchangée par rapport à une situation sans RTT, l'effet sur la productivité horaire serait donc d'environ 4,5%, soit un peu moins de la moitié de l'ampleur de la réduction du temps de travail. Pour les autres entreprises, qui ont le plus souvent bénéficié des seuls allègements structurels prévus par la loi « Aubry 2 », la baisse a été en moyenne de moindre ampleur : de l'ordre de 6% pour celles qui ont anticipé la baisse de la durée légale, de l'ordre de 8% pour celles passées à « 35 heures » en 2000. Sous l'hypothèse de gains de productivité horaires comparables à ceux calculés dans les entreprises baissant de 10%, les effets sur l'emploi retenus pour les entreprises concernées sont donc largement moindres (en pratique effet retenu de 2,5%). Un délai moyen de 6 mois est retenu entre l'accord de RTT et les embauches effectives ; la mesure de l'effet repose sur le nombre de salariés concernés par les dispositifs.

Les précautions retenues dans ces études (prise en compte des effets taille et secteur ainsi que la dynamique antérieure de l'emploi) ne suffisent peut-être pas à neutraliser suffisamment des effets d'autosélection (les entreprises passées les premières aux « 35 heures » étaient probablement celles qui avaient le plus intérêt à le faire). Les ordres de grandeur ici retenus et qui sont les seuls actuellement disponibles sont donc susceptibles d'être révisés.

Si la RTT s'est accompagnée d'allègements du coût du travail, ceux-ci ne sont pas considérés indépendamment comme contribuant directement à l'effet sur l'emploi ; au même titre que les gains de productivité horaire ou que la modération salariale négociée au sein de l'entreprise, ils permettent de financer le surcoût horaire lié à la RTT. On ne cherche donc pas à séparer les contributions des différentes composantes du dispositif.

Au total, pour l'équation d'emploi, la variable d'intérêt étant le nombre d'heures travaillées, il ne faut considérer que l'effet de la RTT sur la productivité horaire. Cet effet est calculé par solde entre les effets supposés de l'emploi sur la RTT et la baisse mesurée de la durée du travail. ■

ENCADRÉ 3 : PRÉVOIR L'EMPLOI À TRÈS COURT TERME AVEC LES ENQUÊTES DE CONJONCTURE

Comme pour l'analyse du climat des affaires, les enquêtes de conjoncture sont habituellement utilisées à l'Insee pour saisir l'orientation à très court terme des chefs d'entreprises en ce qui concerne leurs effectifs. En plus des volets de questions portant sur la production, la demande, les stocks ou les prix, les enquêtes de conjoncture comportent des questions sur l'évolution passée et prévue des effectifs des entreprises : « tendances au cours des trois derniers (resp. prochains) mois », auxquels les chefs d'entreprises répondent qualitativement par le biais de trois modalités (« à la baisse », « stable » ou « à la hausse »).

De même que pour les variables d'activité, on se sert de modèles d'étalonnages, qui utilisent ces informations « qualitatives » avancées pour prévoir quantitativement l'emploi tel qu'il est estimé trimestriellement. Construits par principaux secteurs d'activité, ils ont la forme générique suivante :

$$\Delta \text{LOG } N = A + B \text{ SOLDE} + \text{Autres variables}$$

où

$\Delta \text{LOG } N$ représente le taux de croissance de l'emploi dans le secteur donné

SOLDE représente le solde d'opinion passé ou prévu sur les effectifs, ou une fonction de ce solde

Les autres variables sont spécifiques à la particularité de chacun des secteurs.

Équations d'étalonnages par secteurs (1)

Pour chaque équation, on cherche à estimer au mieux le taux de croissance de l'emploi (défini ici par $\Delta \text{LOG } N = 100 * (N / N_{-1} - 1)$). Entre parenthèses est indiquée la statistique de Student pour apprécier la significativité des coefficients.

En prévision, les soldes d'opinion portant sur le passé sont estimés à l'aide de soldes sur les tendances prévues.

• Industrie manufacturière

$$\Delta \text{LOG } N = -0,05 + 0,29 \Delta \text{LOG } N_{-1} + 0,83\% * \text{SOLDE PASSÉ} + 1,40\% \text{ DEMANDE}$$

(-1,38)
(3,50)
(6,46)
(4,14)

Période d'estimation : 1978t3 – 2002t4 $R_{aj}^2 = 0,87$ $RMSE = 0,18$

où :

SOLDE PASSÉ est le solde d'opinion sur les effectifs dans l'enquête trimestrielle sur l'activité dans l'industrie

DEMANDE est le solde d'opinion sur la tendance passée de la demande dans le même enquête.

• Construction

$$\Delta \text{LOG } N = 0,44 + 0,33 \Delta \text{LOG } N_{-1} - 0,33 * \Delta \text{LOG } \text{SAL}_{-1} + 1,87\% \text{ SOLDE PRÉVU} + 3,58\% \Delta \text{DIRENC}$$

(4,0)
(3,2)
(-3,5)
(4,5)
(3,4)

Période d'estimation : 1980t1 – 2002t4 $R_{aj}^2 = 0,82$ $RMSE = 0,35$

où :

SOLDE PRÉVU est le solde d'opinion pondéré sur les effectifs prévus dans le bâtiment (78%) et les travaux publics (22%)

DIRENC : difficultés de recrutement dans le bâtiment

$\Delta \text{LOG } \text{SAL}$: taux de croissance des salaires dans le BTP (dans l'enquête Acemo de la Dares, au ministère du travail et des affaires sociales).

(1) *Élaborés par chacun des responsables d'enquêtes à la Division enquêtes de conjoncture (M-A. Arnoult, T. Deperraz, I. Lefebvre, C. Rousseau, S. Serravalle)*

ENCADRÉ 3 : PRÉVOIR L'EMPLOI À TRÈS COURT TERME AVEC LES ENQUÊTES DE CONJONCTURE (SUITE)

- Commerce

$$\Delta \text{LOGN} = 0,08 + 0,19\Delta \text{LOGN}_{-1} + 0,18\Delta \text{LOGN}_{-2} + 0,23\Delta \text{LOGN}_{-3} + 0,17\Delta \text{LOGN}_{-4} + 2,94\% \text{SOLDE PASSÉCG}_{-1} \\ - 2,86\% \text{SOLDE PASSÉCG}_{-3} + 2,25\% \Delta \text{SOLDE PRÉVU CD}_{-3}$$

(1,6) (1,7) (1,6) (2,0) (1,5) (2,9) (-3,1) (3,1)

Période d'estimation : 1984t1 – 2002t4 $R_{aj}^2 = 0,66$ $RMSE = 0,22$

Où :

SOLDE PASSE CG est le solde d'opinion sur la tendance récente des effectifs dans l'enquête portant sur le commerce de gros

SOLDE PRÉVU CD est le solde d'opinion sur la tendance prévue des effectifs dans l'enquête portant sur le commerce de détail

- Transport

$$\Delta \text{LOGN} = 0,09 + 0,54\Delta \text{LOGN}_{-1} + 0,27\Delta \text{LOGN}_{-3} + 1,99\% \Delta \text{SOLDE PASSÉ} + 2,04\% \Delta \text{SOLDE PASSÉ}_{-1}$$

(1,3) (4,3) (2,0) (1,4) (2,1)

Période d'estimation : 1992t1 – 2002t4 $R_{aj}^2 = 0,51$ $RMSE = 0,39$

Où :

SOLDE PASSE est le solde d'opinion sur la tendance récente des effectifs dans l'enquête du ministère de l'Équipement auprès des transporteurs routiers de marchandises.

- Services hors intérim

$$\Delta \text{LOGN} = 0,37 + 0,58\Delta \text{LOGN}_{-1} + 2,14\% \Delta \text{SOLDE PRÉVU} + 1,45\% \text{REPRE}_{-1}$$

(4,3) (5,9) (2,9) (3,8)

Période d'estimation : 1990t2 – 2002t4 $R_{aj}^2 = 0,68$ $RMSE = 0,17$

où :

SOLDE PRÉVU est le solde d'opinion sur les effectifs dans les services marchands hors intérim

REPRE est le solde d'opinion sur les résultats d'exploitation prévus dans la même enquête.

Au total, on dispose d'équations regroupant quasiment l'ensemble du champ concurrentiel non agricole hors intérim. Seuls quelques secteurs, bien spécifiques et relativement lisses ne sont pas couverts par un étalonnage (finances, énergie). L'agrégation des différentes simulations donne un résultat au trimestre le trimestre relativement proche de l'évolution de l'agrégat d'ensemble hors intérim (cf. graphique A).

Le cas de l'intérim

Compte tenu des fortes variations de l'intérim au trimestre le trimestre et de son caractère avancé sur le reste de l'emploi et même sur l'activité (cf. encadré 5), il n'est pas aisé de trouver un indicateur et un étalonnage qui permettent une bonne compréhension et des prévisions crédibles de l'emploi intérimaire. Ainsi, le solde habituel portant sur les effectifs dans les entreprises de travail temporaire montre des évolutions parfois contradictoires avec la tendance de l'intérim tel qu'il est mesuré. Il apparaît en fait que ce secteur semble trop concentré pour que la valeur d'un solde pondéré par les effectifs soit le plus pertinent. Les évolutions d'un solde calculé sans pondérer par les effectifs semblent plus en adéquation avec les évolutions mesurées de l'intérim sur la période récente (cf. graphique B). C'est ce solde qui est utilisé dans un modèle d'étalonnage permettant de prévoir l'intérim ; ce modèle s'appuie par ailleurs sur l'information issue d'enquêtes dans le bâtiment et les travaux publics, secteurs particulièrement utilisateurs de l'intérim.

ENCADRÉ 3 : PRÉVOIR L'EMPLOI À TRÈS COURT TERME AVEC LES ENQUÊTES DE CONJONCTURE (SUITE)

Équation dans l'intérim :

$$\Delta \text{LOGN} = 3,18 - 0,30\Delta \text{LOGN}_{-3} - 0,37\Delta \text{LOGN}_{-4} + 2,09 \text{ SOLDE PASSÉ}_{-1} + 5,90\Delta \text{ SOLDE PRÉVU TP}_{-1} + 4,22\Delta \text{ SOLDE PRÉVU BAT}_{-1} + 16,4 * \text{DUM974}$$

(4,6) (-2,5) (-2,8) (3,1) (2,9) (2,3) (4,5)

Période d' estimation : 1990t1 – 2002t4 R^2 ajusté = 0,55 RMSE = 3,44
Écart - type de la variable à expliquer : 5,14 Entre () : statistiques de Student

Où :

SOLDE PASSÉ est le solde d'opinion passé sur les effectifs dans les entreprises de travail temporaire

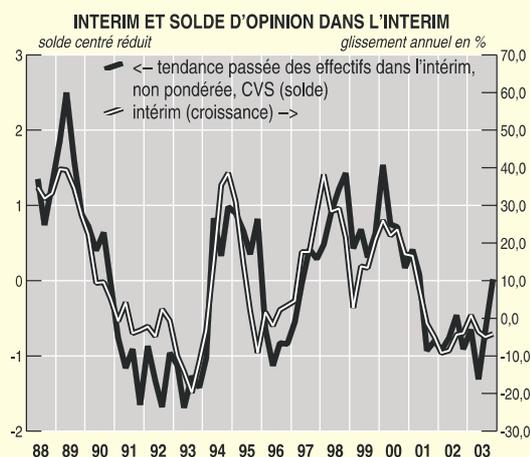
SOLDE PRÉVU TP est le solde d'opinion prévu sur les effectifs dans les travaux publics

SOLDE PRÉVU BAT est le solde d'opinion prévu sur les effectifs dans le bâtiment.

L'écart type de la variable à expliquer est important (5,14%), relativement aux évolutions de l'emploi dans les autres secteurs (par exemple dans l'industrie il est de 0,55%). Si l'étalement permet d'expliquer 55% de la variance, l'écart type de l'estimation reste conséquent (3,44%).

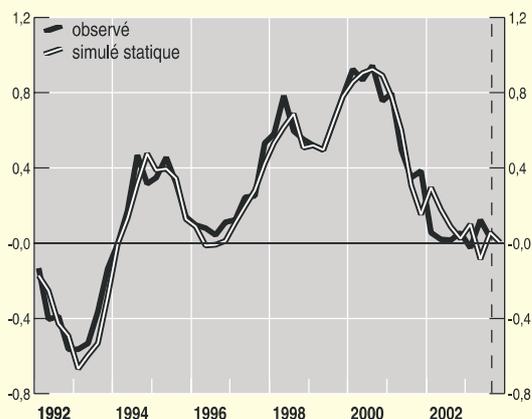
Globalement, les différents étalonnages portant sur les principaux secteurs concurrentiels non agricoles indiquent que l'emploi hors intérim devrait se stabiliser en fin d'année 2003. Les informations portant sur l'intérim sont légèrement plus optimistes : que ce soient les chefs d'entreprise de travail temporaire ou ceux du bâtiment et des travaux publics, toutes les variables explicatives suggèrent une hausse de l'intérim à la fin 2003, qui pourrait être de 1,5%, compte tenu des écarts sur le passé entre les valeurs prévues et observées (cf. graphique C). Au total, l'emploi concurrentiel augmenterait ainsi de l'ordre d'un peu moins de 10 000 salariés au cours du dernier trimestre de 2003. ■

B



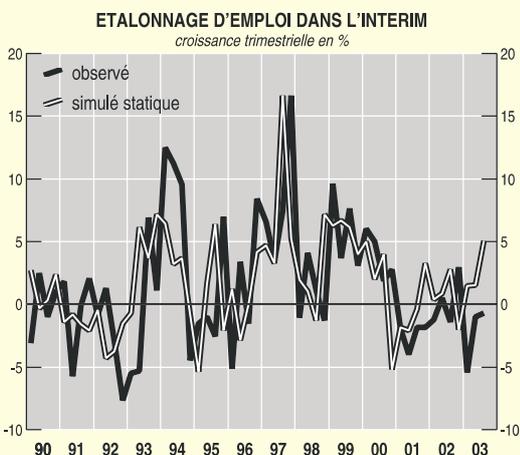
A

ETALONNAGE : COMPARAISON SIMULE/OBSERVE
SECTEURS CONCURRENTIELS NON AGRICOLES HORS INTERIM



prévision au-delà du pointillé

C



ENCADRÉ 4 : LA MESURE ET LA PRÉVISION DE L'EMPLOI TOTAL

La prévision de l'emploi passe tout d'abord par une bonne mesure de celui-ci. Les estimations d'emploi sont réalisées annuellement par l'Insee pour l'ensemble des secteurs et trimestriellement pour l'emploi salarié concurrentiel.

Des sources disponibles...

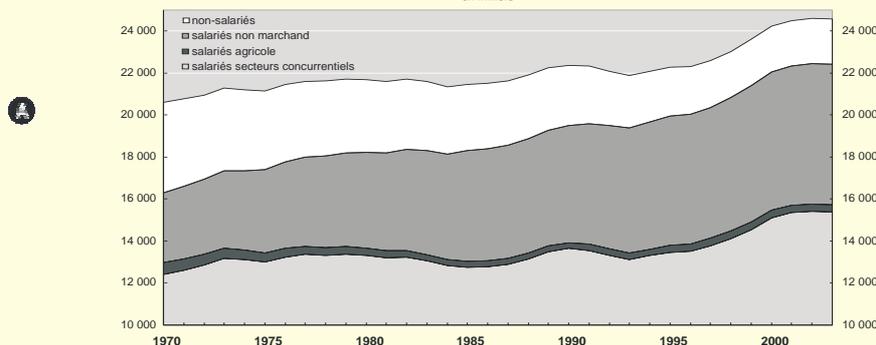
Trimestriellement, les estimations d'emploi reposent sur trois sources principales : l'enquête sur l'activité et les conditions d'emploi de la main-d'œuvre (Acemo) réalisée par la Dares, les statistiques des établissements affiliés au régime d'assurance chômage à l'Unédic, et la statistique établie à partir des bordereaux de cotisations sociales des Urssaf (source Épure). La statistique du nombre d'emplois intérimaires est établie par la Dares grâce à l'exploitation des données des agences de travail temporaire collectées par l'Unédic. Comme certaines des sources ne concernent que les établissements de plus de 10 salariés, une correction de biais est nécessaire et est effectuée avec des équations économétriques

Les données trimestrielles sont révisées tous les ans à partir des estimations annuelles d'emploi. Ces estimations couvrent les différentes formes d'emploi (salariés et non salariés, emplois aidés ou non) ainsi que l'ensemble des secteurs d'activité. Elles reposent sur l'utilisation de plusieurs sources :

- Pour les secteurs concurrentiels, la statistique exhaustive annuelle de l'Unédic, les statistiques d'Épure, de la Mutualité sociale agricole, des Déclarations annuelles de données sociales ou de contacts directs avec les entreprises.
- Pour les secteurs non concurrentiels, pour l'agriculture et pour les non-salariés, les sources sont plus nombreuses : les données de la Mutualité Sociale Agricole pour les salariés et non-salariés de l'agriculture principalement ; les données de l'Acos (Agence centrale des organismes de sécurité sociale) pour les autres non-salariés ; les fichiers de paye de la fonction d'État pour le nombre de fonctionnaires ; des enquêtes spécifiques pour le secteur de la santé et pour les collectivités territoriales ; les données de l'Unédic pour les établissements marchands ; les statistiques du

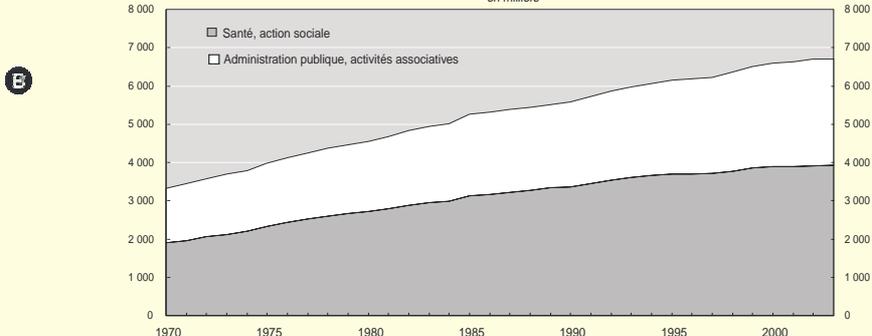
EMPLOI TOTAL

en milliers



EMPLOI SALARIÉ ESSENTIELLEMENT NON CONCURRENTIEL

en milliers



ENCADRÉ 4 : LA MESURE ET LA PRÉVISION DE L'EMPLOI TOTAL (SUITE)

nombre de Contrats emploi-solidarité ou consolidé (CES, CEC) et de Contrats emploi-jeune (CEJ) pour les emplois aidés ⁽¹⁾.

Les estimations annuelles sont réalisées au niveau départemental et au niveau 36 de la nomenclature économique de synthèse (NES).

... à la prévision

La prévision de l'emploi salarié concurrentiel (cf. encadré 1) ne constitue qu'une partie de la prévision de l'emploi. Depuis 1970, une part approximativement constante de l'emploi total est hors du champ des statistiques conjoncturelles : environ 40% des actifs occupés sont non salariés ou sont salariés des secteurs « essentiellement non marchands », soit l'éducation, la santé, l'action sociale, l'administration publique et les activités associatives (cf. graphique A). Ces secteurs recouvrent un ensemble très varié de situations, qui réagit peu ou lentement à la conjoncture.

Les non-salariés

Ce champ recouvre les travailleurs indépendants, les chefs d'exploitation agricole, les aides familiaux, les chefs d'entreprises non salariés, les professions libérales : la liste n'est pas exhaustive puisque la meilleure façon de définir le champ non salarié est par l'opposition aux travailleurs salariés.

La part de l'emploi non salarié n'a cessé de baisser dans l'emploi total : de 21% en 1970 à moins de 9% en 2003. La baisse a été particulièrement forte de 1990 à 1996 (-23%), et semble ralentir ces dernières années. Depuis quelques années l'évolution du nombre de non salariés ne semble pas être liée ni à la conjoncture ni au nombre de créations d'entreprises ; la prévision est essentiellement un prolongement de la tendance des années récentes.

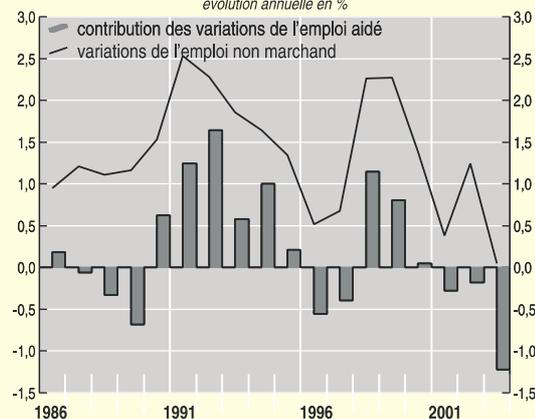
Le tertiaire essentiellement non concurrentiel

Ce secteur, en forte progression depuis 1970 puisqu'il passe de 16 à 27% de l'emploi total, est constitué principalement des effectifs des trois fonctions publiques (d'État, territoriale et hospitalière). Sur 6 264 milliers de personnes (au 31 décembre 2001), 86% faisaient partie de la fonction publique (soit 45, 26 et 14% dans les fonctions publiques d'État, territoriale et hospitalière respectivement). Environ 5% des effectifs de ces secteurs sont pourvus par des personnes titulaires de contrats aidés (CES, CEC et CEJ principalement).

(1) Pour une description du suivi de l'emploi non marchand en France, cf. Insee [2002].

C

VARIATION ET CONTRIBUTION DE L'EMPLOI NON MARCHAND
évolution annuelle en %



Le nombre de créations de postes dans ce secteur est lié au nombre de postes budgétaires qui sont accordés tous les ans dans le cadre des lois de finances, à l'évolution du nombre de bénéficiaires d'emplois aidés dans ce secteur et aux créations de postes dans les autres composantes de l'emploi.

Les prévisions de variations du nombre « d'emplois budgétaires » dans les différentes fonctions publiques (administrations publiques centrales et locales, organismes divers d'administration centrale, et les militaires) sont tout d'abord corrigées des effets purement budgétaires (en raison des temps partiels notamment un poste ne correspond pas toujours à une personne en emploi), pour obtenir une évolution en termes d'emplois non aidés dans les administrations centrales et locales.

L'emploi dans la santé et l'éducation marchande, ainsi que dans les associations est estimé par ailleurs, en tenant compte des effets de substitution avec les principaux dispositifs d'aide à l'emploi non marchand.

Cependant, la principale variabilité dans ces secteurs provient de l'emploi aidé, puisque sur les dix dernières années l'emploi aidé non marchand contribue pour 90% de la variabilité de l'emploi non marchand (cf. graphique C). Les crédits en termes d'entrées dans chacune des mesures d'emploi aidé sont votés dans le cadre du budget ; les effets sur l'emploi de chacun de ces dispositifs (taux de rupture des contrats, effets d'aubaine) sont estimés par ailleurs en fonction des caractéristiques des dispositifs, et des variations de stocks des bénéficiaires. ■

ENCADRÉ 5 : L'INTÉRIM, VARIABLE AVANCÉE DU CYCLE ?

L'emploi intérimaire est généralement considéré comme une variable avancée du cycle économique : c'est une forme d'emploi souple, réactif, et dont les coûts fixes et les délais d'embauche sont faibles relativement aux autres contrats. Une entreprise observant une hausse imprévue de la demande peut accroître sa production en embauchant des intérimaires, le temps de mettre en marche la filière de recrutement dans les formes plus traditionnelles si la demande se maintient.

L'intérim est ainsi une variable d'ajustement de l'emploi importante : l'emploi intérimaire ne représente que 3,6% de l'emploi salarié concurrentiel, mais les variations trimestrielles de l'intérim expliquent 18% de la variabilité de l'évolution de l'emploi chaque trimestre (cf. graphique A). Les glissements annuels de l'intérim ont ainsi atteint 40% en 1994 et 1997, et -10% en 2001, soit 10 fois plus que l'évolution de l'emploi hors intérim.

Analysée à l'aune des tests économétriques, les variations trimestrielles de l'intérim « causent », au sens de Granger, celles du PIB et de l'emploi, et les variations instantanées du PIB ou de l'emploi ne sont pas significatives dans les variations de l'intérim.

Ainsi, dans le modèle VAR suivant :

$$I_t = \sum_{i=1}^p a_i I_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_i E_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$

$$E_t = \sum_{i=1}^p c_i I_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_i E_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

où I_t est la variation trimestrielle d'intérim et E_t la variation d'emploi hors intérim, les coefficients b_i sont conjointement non significatifs, tandis que les coefficients c_i le sont. Les mêmes résultats sont obtenus si l'on remplace la variation de l'emploi hors intérim par celle du PIB.

Hypothèse nulle	Statistique de Fisher	p-value
Intérim ne cause pas...		
Emploi hors intérim	21,23	<0,0001
PIB	22,20	<0,0001
Emploi ne cause pas intérim	1,83	0,40
PIB ne cause pas intérim	1,10	0,58

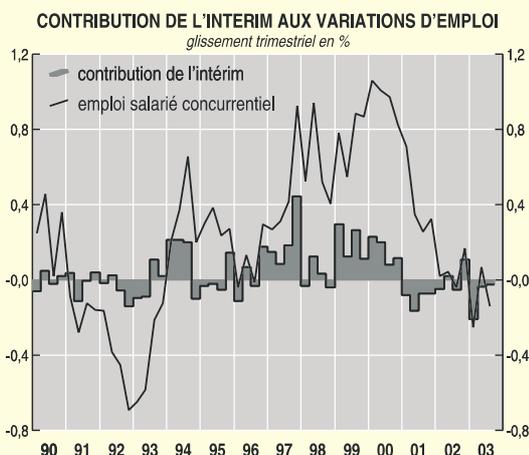
Lecture :

On teste la nullité jointe des coefficients retardés. L'hypothèse nulle est la nullité des coefficients : pour la première ligne du tableau par exemple, avec les notations précédentes, on teste $\forall i, c_i = 0$; la

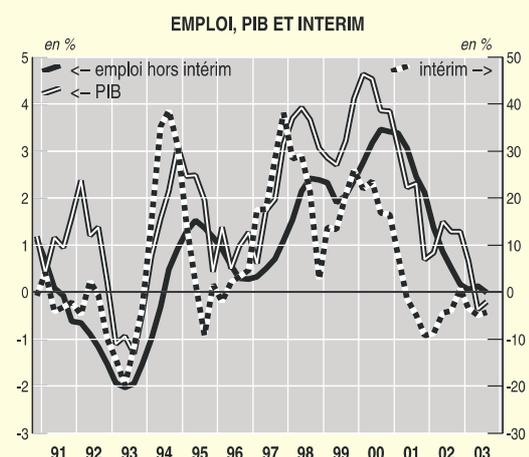
Cette causalité au sens de Granger signifie simplement que l'intérim précède les évolutions de l'emploi ou de l'activité, comme la comparaison des glissements annuels des variables le suggère (cf. graphique B).

Dans le cas du PIB, la corrélation est maximale avec l'intérim retardé d'un trimestre (62%), et reste forte avec un retard de deux ou trois trimestres ; dans le cas de l'emploi hors intérim, la corrélation est maximale avec l'intérim retardé de deux à quatre trimestres (53%), et reste forte pour un retard de cinq trimestres.

A



B



La prévision de l'intérim est donc plus délicate que celle de l'activité, puisqu'elle implique l'utilisation d'un horizon de prévision plus éloigné. Néanmoins les enquêtes de conjoncture peuvent l'éclairer, notamment celle dans les services auprès des agences de travail temporaire et celles auprès des secteurs utilisateurs (cf. encadré 3).

Cependant l'intérim est une variable à l'évolution heurtée, d'une part du fait de sa réactivité, d'autre part de la difficulté de sa mesure : d'un jour ouvré à l'autre, le nombre d'intérimaires en mission varie en moyenne de 70 000, et peut atteindre 220 000, sur un total compris entre 500 et 600 milliers (550 000 en juin 2003). Même avec des outils permettant de corriger des variations saisonnières ou des jours ouvrés, il reste statistiquement difficile d'extraire une tendance sous-jacente en fin de mois, compte tenu des spécificités, du nombre et de la place de jours fériés, de vacances, ... pour chacun d'eux. La lecture des évolutions mensuelles est donc difficile, et leur interprétation est délicate à court terme. ■