

Une modélisation du lien entre croissance et emploi

Christine GONZALEZ-DEMICHEL

Département de l'Emploi et des Revenus d'Activité

Laurent MÉNARD

Division "Synthèse Conjoncturelle"

Emmanuelle NAUZE-FICHET

Département de l'Emploi et des Revenus d'Activité

Les prévisions conjoncturelles sur l'emploi salarié dans les secteurs concurrentiels s'appuient sur l'utilisation raisonnée d'une relation économétrique entre emploi et valeur ajoutée. Les résultats simulés par le modèle sont affinés avec l'information auxiliaire disponible. Cet exercice de prévision est particulièrement délicat pour deux raisons. D'une part, l'hypothèse traditionnelle de stabilité des gains tendanciels de la productivité apparente du travail résiste difficilement à l'examen des évolutions récentes. L'introduction d'une rupture de tendance en 1990 offre provisoirement un compromis statistique relativement satisfaisant. D'autre part, la montée en charge des dispositifs liés à la réduction du temps de travail complexifie l'exercice de prévision pour l'année 2000. En analysant hors modèle les données disponibles sur la RTT, nous prévoyons une croissance des effectifs salariés dans les secteurs concurrentiels de +3,5% sur l'année. L'année 2000 devrait constituer un nouveau record de créations d'emplois.

Une relation économétrique, intégrant une rupture à la baisse des gains de productivité du travail

Les prévisions d'emploi de l'Insee reposent en grande partie sur une équation économétrique reliant les variations d'effectifs à celles de la valeur ajoutée. La forme traditionnelle retenue pour ce type d'équation est celle d'un "modèle à correction d'erreur", où l'emploi s'ajuste avec retard à une "cible". Cette dernière traduit simplement l'idée que la productivité apparente du travail s'inscrit sur une tendance de long terme (cf. *infra*).

L'hypothèse traditionnellement retenue est celle de gains de productivité constants (conformément aux sentiers de croissance équilibrée décrits dans les modèles usuels de croissance). Mais la modélisation doit être adaptée pour prendre en compte le raccourcissement des délais d'ajustement de l'emploi à la production et le ralentissement de la productivité apparente du travail observés au cours de la dernière décennie.

On a retenu à cet effet une rupture du rythme tendanciel des gains de productivité au 3^{ème} trimestre 1990. Cette rupture correspond à un compromis statistique (meilleure adéquation possible entre les courbes d'emploi "observé" et "simulé"), en attendant qu'il soit possible d'établir un diagnostic fiable sur les causes du ralentissement de la productivité du travail (et donc sur sa poursuite ou non au cours des prochaines années). Un choix fondé sur la base de seuls critères statistiques peut paraître insuffisant. Il n'en demeure pas moins

que l'attente vis à vis de l'outil économétrique de prévision de l'emploi est avant tout la robustesse statistique plus que la description fidèle des enchaînements économiques.

Un modèle à correction d'erreur pour rendre compte de l'inertie de l'emploi face aux variations de la production

L'équation économétrique de prévision d'emploi est dérivée d'un modèle à correction d'erreur, c'est-à-dire un modèle statistique où la variable expliquée fluctue autour d'une cible, correspondant à sa trajectoire de long terme (cf. *encadré 1*). Le choix d'une telle modélisation repose sur l'hypothèse que les entreprises ajustent avec retard leurs effectifs aux variations de la production (d'où les fluctuations autour de la cible d'emploi), du fait des délais nécessaires à l'embauche ou au licenciement de salariés. Ces délais tiennent en partie au choix, pour les entreprises, de mûrir une décision qui pourrait être coûteuse si les évolutions anticipées de la production ne se confirmaient pas. Il existe en effet des coûts tant à l'embauche (coûts de recherche, d'organisation, de formation) qu'à au licenciement de salariés (coûts de procédure, paiements d'indemnités, perte d'un capital humain formé à la spécificité de l'entreprise).

L'existence de délais d'ajustement entre les évolutions de l'emploi et celles de la production donne naissance à ce qu'on appelle le cycle de productivité : en période de retournement conjoncturel à la hausse, les entreprises augmentent leurs effectifs, mais avec un certain retard par rapport à la hausse de la pro-

duction, ce qui engendre à court terme une hausse de la productivité apparente du travail ; à l'inverse, en période de retournement conjoncturel à la baisse, on observe plutôt une diminution de la productivité, ou tout au moins une moindre hausse. La productivité apparente du travail présente ainsi généralement un profil procyclique.

Les observations dessinent assez bien ce cycle de productivité. Sur les deux dernières décennies, les fluctuations des glissements annuels de la valeur ajoutée en volume et de la productivité apparente du travail présentent de nettes similitudes, au sens où les retournements à la baisse et à la hausse sont la plupart du temps concomitants (cf. graphique 1). Les fluctuations de la productivité tendent néanmoins, avec le temps, à être de plus faible ampleur que celles de la valeur ajoutée, un phénomène que l'on attribue généralement à la tendance au raccourcissement des délais d'ajustement de l'emploi à la production. En effet, le marché du travail est devenu plus flexible : le recours à l'intérim ou aux contrats à durée déterminée représentait en mars 2000 environ 7% des emplois salariés, contre seulement 2% en mars 1982 (cf. graphique 2).

En revanche, la reprise économique amorcée à la mi-1996, qui s'est amplifiée en 1997, ne s'est pas accompagnée d'un retournement à la hausse de la productivité apparente du travail.

L'hypothèse traditionnelle de gains de productivité constants ne permet plus une modélisation satisfaisante du long terme

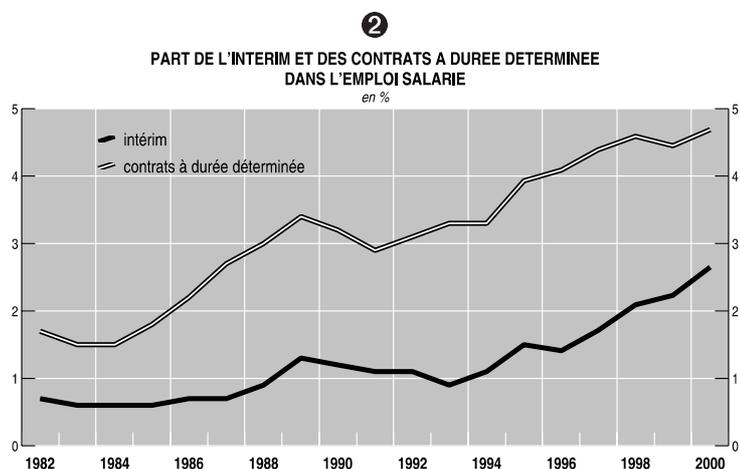
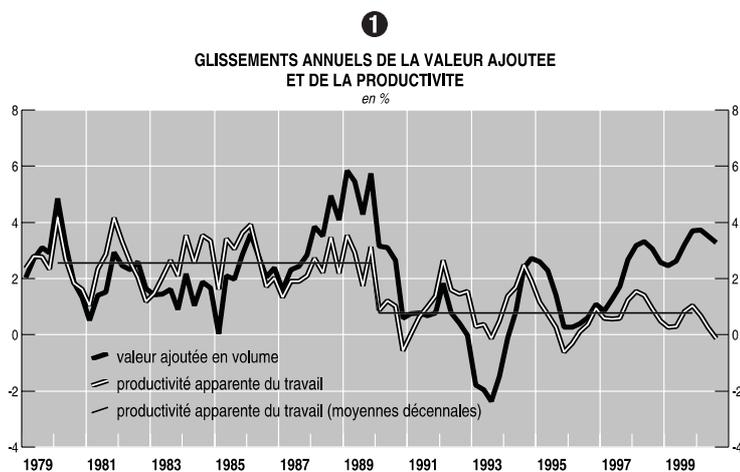
La modélisation du lien entre croissance et emploi repose en grande partie sur la spécification de la trajectoire de long terme de l'emploi (la cible du modèle à correction d'erreur). Le choix de cette trajectoire s'appuie normalement sur une équation économique de demande

de travail, fondée sur un certain nombre d'hypothèses simplificatrices.

La première hypothèse est que les entreprises sont contraintes sur leurs débouchés (hypothèse standard dans l'optique d'une analyse de court terme). Ceci permet de considérer la production comme une grandeur économique exogène au processus de détermination de l'emploi. On considère également que les facteurs de production, travail et capital, sont strictement complémentaires. Le niveau d'emploi est alors déterminé par les entreprises uniquement en fonction des débouchés qu'elles anticipent pour leur production et indépendamment du coût relatif du travail au capital. On suppose par ailleurs que les rendements d'échelle du processus productif sont constants. Dans ces conditions, le lien tendan-

ciel entre emploi et production peut se résumer par une équation de productivité. On suppose enfin que la productivité apparente du travail tend à croître à un taux constant, au rythme exogène du progrès technique. La modélisation traditionnelle du lien de long terme entre emploi et croissance consiste alors à l'ajustement d'une tendance affine au logarithme de la productivité apparente du travail.

Une telle modélisation n'est aujourd'hui plus satisfaisante. En effet, sur la période 1978-1997, si l'on retient une trajectoire de long terme de la productivité caractérisée par des gains constants, le coefficient du terme de correction d'erreur (coefficient alpha dans le modèle général présenté dans l'encadré 1) est non significatif. C'est-à-dire que la force de rappel, qui correspond à l'idée que les en-



treprises tendent à rapprocher l'emploi de la cible qu'elles se sont fixée, ne joue pas. Ce résultat conduit à remettre en cause la spécification usuelle de la cible, et ce d'autant plus que les gains annuels moyens de la productivité apparente du travail ont chuté de 2,5% pour les années quatre-vingts à 0,8% pour les années quatre-vingt-dix (cf. graphique 1).

Les facteurs du ralentissement de la productivité apparente du travail : progrès technique, durée du travail, coût du travail ?

Pour expliquer le ralentissement de la productivité du travail, on peut envisager au moins deux hypothèses : soit un ralentissement du progrès technique, soit l'impact d'autres facteurs omis dans l'équation de productivité, tels que le coût ou la durée du travail (cf. encadré 2).

L'hypothèse d'un ralentissement du progrès technique semble difficile à soutenir. Aux États-Unis, au cours de la dernière décennie, les gains de productivité horaire du travail n'ont montré aucun signe de fléchissement. Ils ont même eu tendance à croître au cours des dernières années, atteignant aujourd'hui un rythme annuel de 5%, contre moins de 2% sur les années 1994 et 1995 (cf. graphique 3). Le ralentissement de la productivité en France ne semble pas en accord avec le rythme du progrès technique mondial. Il pourrait n'être que provisoire, en attendant la diffusion dans notre pays des dernières vagues d'innovations productives, en particulier celles concernant le domaine de l'information et de la communication.

Une autre possibilité, indépendante du rythme de croissance de la productivité globale, est qu'il y ait eu, plus que par le passé, substitution entre travail et capital. En effet, les nombreux dispositifs de politique de l'emploi mis en œuvre au cours de la dernière décennie ont contribué à alléger le coût du

travail, et notamment celui des emplois non qualifiés, par le biais des primes à l'embauche et surtout des allègements de charges sociales.

Il est ainsi intéressant de constater qu'en ajoutant une variable de coût moyen du travail dans l'équation

de long terme de la productivité, celle-ci est statistiquement significative si elle intègre bien les cotisations patronales (une variable de salaire moyen n'est, elle, pas significative). La baisse du coût du travail liée aux allègements de charges a pu jouer un rôle dans le

ENCADRÉ 1 : LA FORME TRADITIONNELLE DES ÉQUATIONS ÉCONOMÉTRIQUES D'EMPLOI

On suppose traditionnellement que, compte tenu des débouchés anticipés, les entreprises cherchent à ajuster leurs effectifs à une cible, déterminée par les gains de productivité apparents du travail attendus. On suppose par ailleurs que cet ajustement demande un certain délai, lié aux coûts engendrés par l'embauche et le licenciement de salariés. Dans ces conditions, l'ajustement dynamique de l'emploi à la valeur ajoutée peut être retracé par un modèle à correction d'erreur.

En notant $Y(t)$ le volume de la valeur ajoutée et $L(t)$ le niveau des effectifs employés à la date t , la forme traditionnelle des équations économétriques d'emploi est ainsi :

$$\Delta \ln L(t) = a_1 \Delta \ln L(t-1) + \dots + a_i \Delta \ln L(t-i) + b_0 \Delta \ln Y(t) + \dots + b_j \Delta \ln Y(t-j) + \alpha [\ln(Y/L)(t-1) - \text{cible}(t-1)] + \text{constante}$$

où $\text{cible}(t)$ correspond à la trajectoire de long terme du logarithme de la productivité apparente du travail.

Le coefficient « alpha » doit être positif : si la productivité apparente du travail est supérieure (resp. inférieure) à sa cible de long terme, le niveau d'emploi doit tendre à augmenter (resp. diminuer) pour rapprocher la productivité du travail de sa cible.

L'hypothèse supplémentaire selon laquelle, sur long terme, la productivité apparente du travail croît à un taux constant se traduit par ailleurs par :

$$\text{cible}(t) = c \cdot t + \text{constante.} \blacksquare$$

ENCADRÉ 2 : LES COMPOSANTES DE LA PRODUCTIVITÉ APPARENTE DU TRAVAIL

Supposons que le processus de production puisse être représenté, au niveau macroéconomique, par une fonction à rendements constants du type $Y = A \cdot F(L, h, K)$, où Y représente la valeur ajoutée, L l'emploi, h la durée du travail, K le stock de capital et A le facteur de productivité globale lié au progrès technique.

La productivité apparente du travail s'écrit alors :

$$\frac{Y}{L} = A \frac{F(L, h, K)}{L} = A \cdot h \cdot F\left(1, \frac{K}{L \cdot h}\right)$$

Selon cette représentation, trois mécanismes sont susceptibles d'affecter la productivité apparente du travail :

- un ralentissement du facteur de progrès technique (A),
- une diminution de la durée moyenne du travail (h),
- une diminution de l'intensité capitalistique ($K/L \cdot h$), traduisant une substitution du travail au capital qui pourrait notamment résulter d'une diminution du coût relatif du travail (de l'heure travaillée) au capital. ■

ralentissement de la productivité du travail. Sa prise en compte n'améliore néanmoins que très partiellement le modèle à correction d'erreur : malgré le meilleur ajustement du long terme, le coefficient alpha du terme de correction d'erreur reste non significatif.

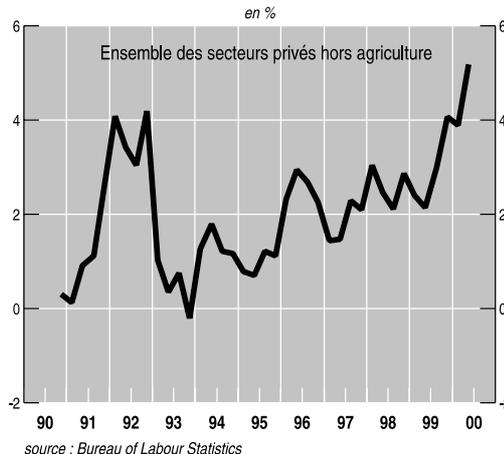
Une autre hypothèse envisageable, pour expliquer le ralentissement de la productivité par tête, pourrait tenir au ralentissement de la durée du travail par tête, du fait notamment du développement important du travail à temps partiel (cf. graphique 4). La prise en compte de ce phénomène dans le modèle reste néanmoins délicate. D'une part, les statistiques disponibles sur la durée du travail restent relativement fragiles. D'autre part, les modalités de la réduction du temps de travail se sont profondément modifiées au cours des deux dernières décennies (passage à 39 heures, développement d'abord spontané puis de plus en plus encouragé du temps partiel, et aujourd'hui passage à 35 heures...).

De manière générale, le développement important, depuis 1993, des mesures de politique de l'emploi a pu contribuer à "enrichir la croissance en emploi" en jouant à la fois sur le coût et la durée du travail. Néanmoins, les diverses méthodes envisagées pour prendre en compte directement les effets de la politique de l'emploi dans l'équation ont plutôt conduit à dégrader la modélisation qu'à l'améliorer. Ces effets posent des problèmes d'inférence, au sens où il est malaisé de les estimer à partir des expériences passées et de les intégrer au modèle.

Ajoutons enfin que la tendance, évoquée ci-dessus, au raccourcissement des délais d'ajustement de l'emploi à la production a pu jouer, dans une certaine mesure, son propre rôle dans le ralentissement des gains de productivité apparente du travail (cf. encadré 3).

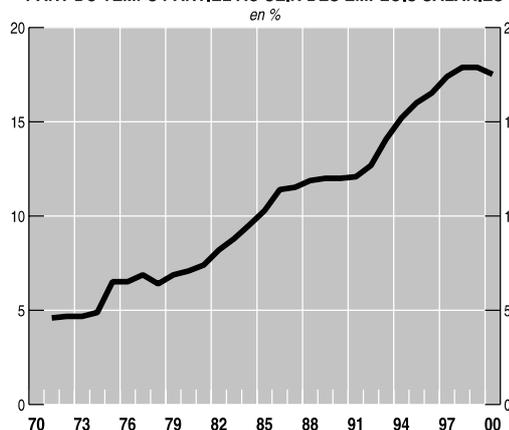
3

GLISSEMENTS ANNUELS DE LA PRODUCTIVITE HORAIRE AUX ETATS-UNIS



4

PART DU TEMPS PARTIEL AU SEIN DES EMPLOIS SALARIES



ENCADRÉ 3 : L'IMPACT DU RACCOURCISSEMENT DES DÉLAIS D'AJUSTEMENT SUR LA PRODUCTIVITÉ APPARENTE DU TRAVAIL

Pour illustrer comment le raccourcissement des délais d'ajustement peut temporairement influencer sur le rythme de croissance de la productivité apparente du travail, considérons l'univers simplifié où :

- la cible de productivité apparente du travail P^* et la production Q croissent toutes deux à un taux exogène constant :

$$P^*(t) = P^*(0) \cdot \exp[p^* \cdot t] \text{ et } Q(t) = Q(0) \cdot \exp[q \cdot t], \text{ avec } q - p^* > 0 ;$$

- les entreprises ajustent leurs effectifs à la production, compte tenu de l'évolution attendue de la productivité apparente du travail, avec un retard d'ajustement de d trimestres (d n'est pas forcément constant : $d = d(t)$) :

$$N(t) = N^*(t-d) = Q(t-d) / P^*(t-d).$$

Dans ces conditions, les gains observés de la productivité apparente du travail P valent :

$$\Delta \ln P(t) = p^* + (q - p^*) \cdot [d(t) - d(t-1)].$$

Ainsi, si $d(t) < d(t-1)$ et $q > p^*$, $\Delta \ln P(t) < p^*$, c'est-à-dire que, toutes choses égales par ailleurs, en phase de croissance de l'emploi, la productivité apparente du travail croît à un rythme ralenti tant que les délais d'ajustement ne sont pas stabilisés. ■

Un compromis statistique provisoire : l'introduction d'une rupture dans l'évolution tendancielle de la productivité du travail

Faute de pouvoir aujourd'hui établir un diagnostic fiable sur les causes du ralentissement de la productivité apparente du travail, le choix retenu dans la modélisation a consisté à introduire une rupture dans le rythme des gains de productivité. La date de rupture, fixée au troisième trimestre 1990, a été déterminée de manière à optimiser l'ajustement sur la base de seuls critères statistiques (cf. encadré 4). La rupture pourrait par ailleurs s'interpréter en lien avec le palier observé dans le développement des emplois à temps partiel (cf. graphique 4).

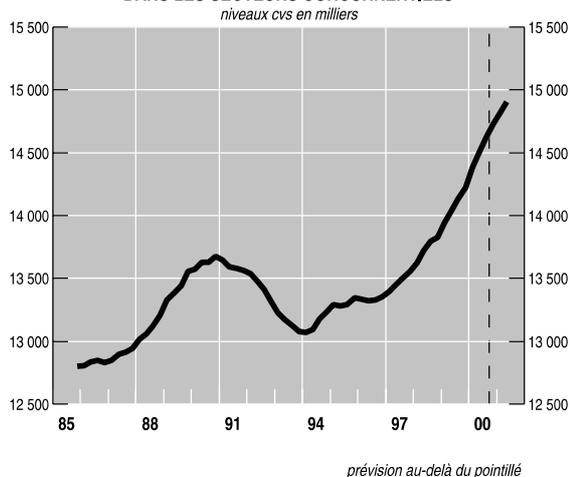
L'introduction d'une rupture dans la tendance de productivité a de fortes conséquences sur le long terme : les critères économiques devront, à terme, reprendre le pas sur les critères statistiques. Par ailleurs, sur les trois premiers trimestres de l'année 2000, la croissance de l'emploi salarié a été systématiquement sous-estimée, conduisant à une sous-évaluation de l'emploi salarié de l'ordre de 100.000 personnes au troisième trimestre. Un tel écart pourrait être lié à la montée en charge du dispositif de réduction du temps de travail, une éventualité à prendre en compte dans l'exercice de prévision (cf. infra).

Une prévision d'emploi salarié de +3,5% en 2000

L'année 2000 marque le passage à 35 heures de la durée du travail pour les entreprises de plus de 20 salariés. La montée en charge, amorcée en 1998, des dispositifs liés à la réduction du temps de travail complexifie l'exercice de prévision sur l'ensemble de l'année.

5

EVOLUTION TRIMESTRIELLE DE L'EMPLOI SALARIE DANS LES SECTEURS CONCURRENTIELS



2000 : une nouvelle année record pour les créations d'emplois

En 2000, la croissance de l'emploi salarié dans les secteurs concurrentiels devrait être exceptionnelle. L'emploi devrait enregistrer une hausse de +3,5% en glissement annuel fin décembre, en nette accélération par rapport à 1999 (+2,9%) et 1998 (+2,0%). Sur l'année, près de 500 000 emplois salariés auraient ainsi été créés dans les secteurs concurrentiels (cf. graphique 5).

Cette vigueur résulte d'abord du dynamisme de l'activité, mais également des effets de court terme liés à la réduction du temps de travail. En relation avec le rebond marqué de l'activité au printemps 1999 et la montée en puissance du dispositif de réduction du temps de travail, l'emploi salarié concurrentiel n'a cessé d'augmenter depuis la mi-1999 : +1,9% en glissement semestriel au premier semestre 2000 après +1,3% au second semestre 1999 et +1,5% au premier semestre 1999. Au second semestre 2000, les créations d'emplois seraient restées vives (+1,6% en glissement semestriel), dans un contexte où l'activité économique se serait infléchie et où les effets de la réduction du temps de travail auraient ralenti.

Pour l'essentiel (380 000), ces emplois se situeraient dans le secteur tertiaire marchand mais la construction - portée par une activité soutenue après la tempête de fin d'année 1999 - et l'industrie connaîtraient également des augmentations. Parallèlement, la mise en place de la réduction du temps de travail, en aboutissant à une modulation de la durée du travail, a sensiblement réduit le recours à l'intérim dans les entreprises signataires d'accords de type "Aubry". L'emploi intérimaire a ralenti au début de 2000, avant de réaccélérer à l'automne, en relation avec la bonne tenue de l'activité.

Une politique de l'emploi particulièrement dynamique centrée sur la réduction du temps de travail

En 2000, l'accélération de l'emploi salarié concurrentiel résulte également du dynamisme accru de la politique d'aide à l'emploi marchand, essentiellement du fait des effets de court terme du dispositif de réduction du temps de travail (cf. encadré 5). La formation en alternance toujours dynamique, les allègements de charges sur les bas salaires - dispositif désormais stabilisé - et les différentes mesures d'allègements fiscaux ont également joué en faveur de l'emploi en 2000.

ENCADRÉ 4 : L'ÉQUATION ÉCONOMÉTRIQUE D'EMPLOI

Pour la prévision à court terme de l'emploi salarié dans l'ensemble des secteurs concurrentiels, on utilise l'équation suivante, estimée à partir des données trimestrielles relatives à la période 1978-1997 (données des Comptes Nationaux Trimestriels de l'Insee) :

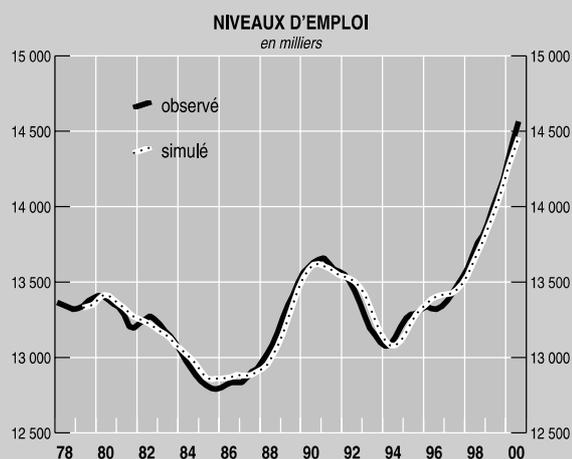
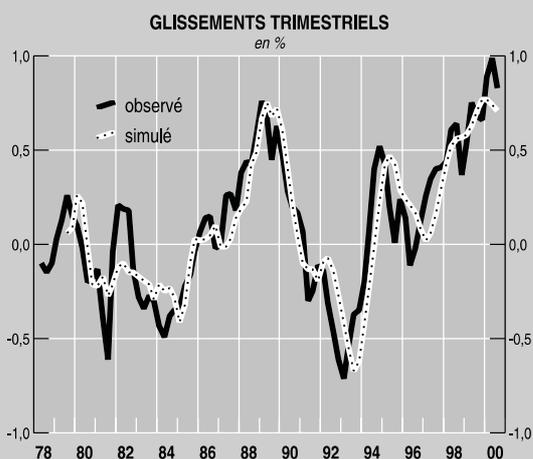
$$\Delta \ln L(t) = 1,01 \cdot \Delta \ln L(t-1) - 0,59 \cdot \Delta \ln L(t-2) + 0,34 \cdot \Delta \ln L(t-3) + 0,14 \cdot \Delta \ln Y(t) + 0,11 \cdot [\ln(Y/L)(t-1) - 0,0061 \cdot t + 0,0044 \cdot t_{90,3}] - 0,48$$

où :

Y : valeur ajoutée en millions de francs 1995 ; L : emploi en milliers de personnes ; t : temps démarrant à 1 au 1er trimestre 1978 ; $t_{90,3}$: temps démarrant à 1 au 3ème trimestre 1990.

Les statistiques globales d'ajustement sont les suivantes : $R^2 = 0,87$, RMSE = 0,13 %, DW = 1,9, tous les coefficients de l'équation étant par ailleurs significatifs au seuil de 1%.

La prévision s'appuie sur la simulation dynamique de l'équation. Les graphiques suivants comparent les évolutions d'emploi observées et simulées jusqu'au 3ème trimestre 2000. ■



La réduction du temps de travail a constitué le dispositif majeur de la politique d'aide à l'emploi marchand en 2000, avec des effets particulièrement importants sur l'année, compte tenu du rythme observé de signature des accords et des délais d'embauche. La montée en charge du nombre d'entreprises de moins de 20 salariés bénéficiant d'une aide incitative se serait poursuivie tout au long de l'année.

L'équation économétrique d'emploi ne prend pas en compte directement les effets de la politique d'aide à l'emploi marchand. Estimée sur la période 1978-1997, elle intègre le phénomène d'enrichissement de la croissance en

emploi auquel a contribué le développement important de la politique de l'emploi à partir du début des années quatre-vingt-dix. Il est vraisemblable que la simulation dynamique de cette équation économétrique sous-estime la croissance de l'emploi dans les secteurs concurrentiels en 2000, compte tenu des effets de court terme de la réduction du temps de travail.

Forte baisse de la durée du travail en 2000

Après le passage de 40 à 39 heures en 1981, la durée du travail était restée quasiment stable en France. Depuis 1998, l'ensemble des indicateurs (cf. encadré 6) rend compte

d'une baisse importante de la durée du travail, en relation avec la mise en oeuvre de la réduction du temps de travail.

Selon l'enquête Emploi, la durée habituelle moyenne de travail des salariés à temps complet s'est réduite fortement depuis deux ans (-0,8 heure entre mars 1998 et mars 2000), pour atteindre 38,9 heures par semaine en 2000. Cette baisse est quasi-totalement concentrée sur les dix derniers mois alors que, les années précédentes, la durée était restée stable ou avait peu diminué. Dans les entreprises appartenant au champ d'application des 35 heures (celles de plus de 20 salariés du secteur privé), la durée s'est

ENCADRÉ 5 : LA RÉDUCTION DU TEMPS DE TRAVAIL À 35 HEURES

La loi relative à la réduction négociée du temps de travail n° 2000-37 du 19 janvier 2000, dite loi Aubry II sur les 35 heures, est entrée en vigueur le 1er février 2000. La durée légale est alors passée à 35 heures dans les entreprises de plus de 20 salariés, le passage à 35 heures dans les autres entreprises étant prévu pour le 1er janvier 2002. Auparavant, le principe de la réduction de la durée légale à 35 heures avait été fixé par la loi d'orientation et d'incitation relative à la réduction du temps de travail n° 98-461 du 13 juin 1998 (loi Aubry I). Une aide forfaitaire (dégressive à partir du 1er juillet 1999) avait été mise en place au bénéfice des entreprises de plus de 20 salariés qui anticiperaient le passage aux 35 heures. En 2000, seule subsiste une aide incitative pour les entreprises de moins de 20 salariés, dégressive à partir du 1er février. En 2001, la taxation des heures supplémentaires au-delà de la 36ème heure est portée de +10% (régime transitoire) à +25% sous forme de repos compensateur (sauf précision contraire dans l'accord).

La montée en charge des accords

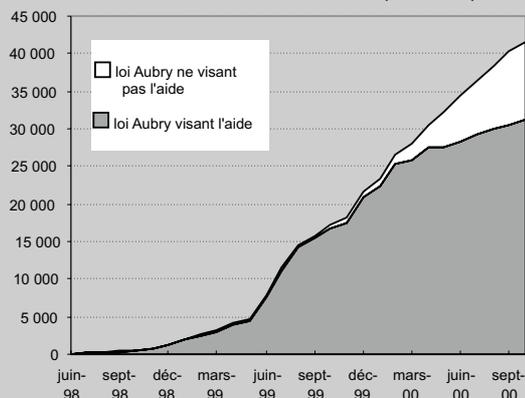
Au 2 novembre 2000, 41 663 accords de passage aux 35 heures ont été signés dans les entreprises. Au total, ces accords couvraient 4 529 000 salariés, dont 41% appartiennent à des entreprises ayant sollicité l'aide de l'État. Les accords (aidés ou non aidés) visent dans leur très grande majorité (94%) à créer des emplois (volet "offensif") plutôt qu'à en préserver (volet "défensif"). Quant aux grandes entreprises du secteur public (non éligibles à l'aide incitative), les plus importantes (EDF, SNCF, La Poste) ont signé des accords de passage aux 35 heures, dont les effets ont commencé à se faire sentir en fin d'année 1999. Compte tenu des délais entre signature de l'accord et mise en oeuvre de la réduction du temps de travail, notamment dans le cas de grands groupes où les accords cadres doivent être déclinés par établissement, le nombre de salariés travaillant effectivement 35 heures ou moins est difficile à évaluer à ce jour.

L'évaluation des effets sur l'emploi

Au 2 novembre 2000, les accords sollicitant l'aide de l'État prévoient une augmentation (emplois créés ou préservés) des effectifs de 146 000, soit 7,8% des salariés concernés, supérieure à l'engagement minimal de 6 % des effectifs prévus par la première loi Aubry. Les accords des entreprises éligibles à l'aide mais ne la sollicitant pas et les accords des entreprises non éligibles à l'aide mentionnent un effet net sur l'emploi bien plus faible (3,9% des salariés concernés).

Les engagements affichés par les entreprises en termes d'embauches ou de maintien d'emplois ne peuvent évidemment pas être interprétés directement comme les effets sur l'emploi du dispositif de réduction du temps de travail, sans tenir compte de l'évolution des effectifs qui aurait eu lieu en l'absence de la réduction de la durée du

ACCORDS D'ENTREPRISES CONCERNANT LA RÉDUCTION DU TEMPS DE TRAVAIL (LOI AUBRY)

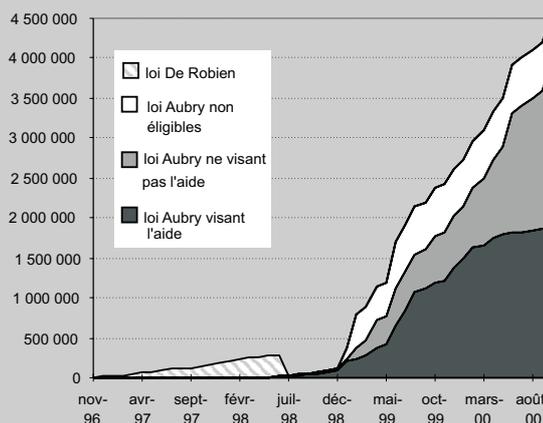


source : Ministère de l'Emploi et de la Solidarité

Note de lecture :

Les 13 entreprises signataires d'accords de RTT non éligibles aux aides Aubry ne sont pas comptabilisées ici.

SALARIÉS CONCERNÉS PAR LA RÉDUCTION DU TEMPS DE TRAVAIL À 35 HEURES



source : Ministère de l'Emploi et de la Solidarité

travail. En particulier, dans le cas des accords sollicitant l'aide, ils peuvent comprendre des effets d'aubaine ; dans le cas des autres accords, ils ne sont qu'indicatifs.

Les effets sur l'emploi sont sensiblement différents dans les entreprises aidées et les non aidées, dans la mesure où l'ampleur effective de la RTT est, elle-même, fort différente : de 10,8% dans les premières et de 5,4% dans les autres. En ce qui concerne les accords aidés signés entre le 13 juin 1998 et le 1er juillet 1999, l'effet de la mesure sur l'emploi (évalué à la fin 1999) aurait été positif, de l'ordre de 6,5% à 7% des salariés concernés et les gains de productivité apparents du travail seraient compris entre le tiers et la moitié de la réduction du temps de travail, selon les travaux de la DARES. Cette évaluation reste néanmoins partielle, puisqu'elle ne tient pas compte des différences de valeur ajoutée ou de productivité entre entreprises et porte sur le court terme. ■

encore plus fortement réduite : -1,5 heure, contre -0,1 heure pour les autres salariés à temps complet (secteur public ou entreprises du privé ayant moins de 20 salariés), avec une diminution toujours concentrée sur la période janvier 1999-mars 2000.

La durée hebdomadaire collective moyenne du travail des salariés à temps complet, telle qu'elle est mesurée par l'enquête ACEMO du ministère de l'Emploi et de la Solidarité (dans les établissements de 10 salariés et plus) témoigne du profil de montée en charge des accords de réduction du temps de travail dans les entreprises ayant anticipé le passage aux 35 heures : la durée s'est réduite de 0,5% au troisième trimestre de 2000 et de 0,6% au deuxième trimestre, après -2,2% au premier trimestre et -0,7% au quatrième trimestre de 1999. Fin septembre 2000, elle s'établit à environ 36,8 heures, après 38 heures à la fin 1999 et 38,7 heures à la fin 1998 (cf. graphique 6).

Une évolution récente de l'emploi difficilement anticipée par le modèle

La simulation du modèle sur la période 1978-1997 rend compte avec retard des derniers retournements : à la hausse au premier semestre 1994, à la baisse au début de 1996 et à la hausse à la fin 1996. En outre, elle sous-estime l'ampleur des dernières reprises : de +1,2 point en 1994 et de +0,9 point en 1997.

Cette difficulté n'est pas nouvelle et constitue un problème classique des modèles économétriques en phase de retournement. De ce fait, les prévisions d'emploi s'appuient aussi sur une analyse plus qualitative du cycle de productivité, en utilisant les informations auxiliaires disponibles, parfois ponctuelles ou non modélisables. Il convient de rappeler la fragilité des données dont on dispose sur les derniers trimestres, tant pour l'activité que

pour l'emploi, et l'impact des révisions correspondantes sur l'analyse du cycle de productivité.

En 1998 et 1999, la croissance de l'emploi salarié concurrentiel coïncide assez bien avec le résultat de la simulation, aussi bien au premier qu'au second semestre (cf. graphique 7). En revanche, le glissement observé de l'emploi est sensiblement supérieur (de +0,3 point) au glissement simulé par le modèle au premier semestre 2000, ainsi qu'au troisième trimestre 2000 (de +0,1 point). On peut y voir le reflet du profil de montée en puissance du dispositif de réduction du temps de travail, dont les effets de court terme auraient été particulièrement importants au cours de l'année. Après avoir pro-

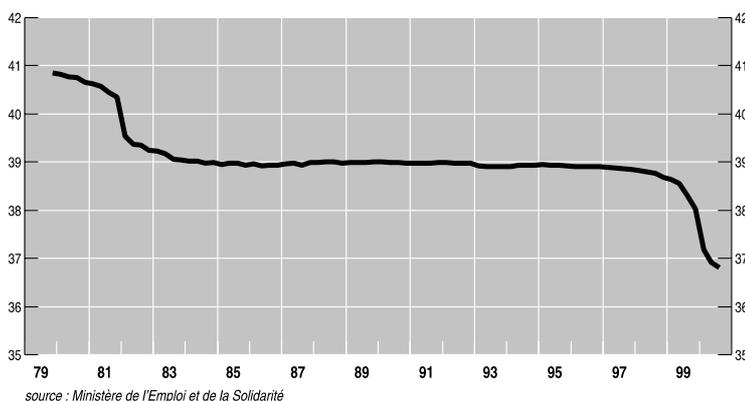
gressé entre le 1er trimestre de 1999 (+0,3%) et le 4ème trimestre de 1999 (+1,1%), le glissement annuel de la productivité par tête a fléchi au premier semestre de 2000 (+0,4%) puis s'est stabilisé au troisième trimestre. A ce stade, des révisions, portant aussi bien sur l'activité que sur l'emploi, sont néanmoins susceptibles d'affecter les résultats.

Prévision pour la fin de l'année 2000 et le début d'année 2001

La prévision retenue dans le point de conjoncture d'octobre pour l'année 2000, à savoir +3,2% en glissement annuel fin décembre, intégrait une progression de l'emploi salarié concurrentiel de +0,7% aux deuxième et troisième trimes-

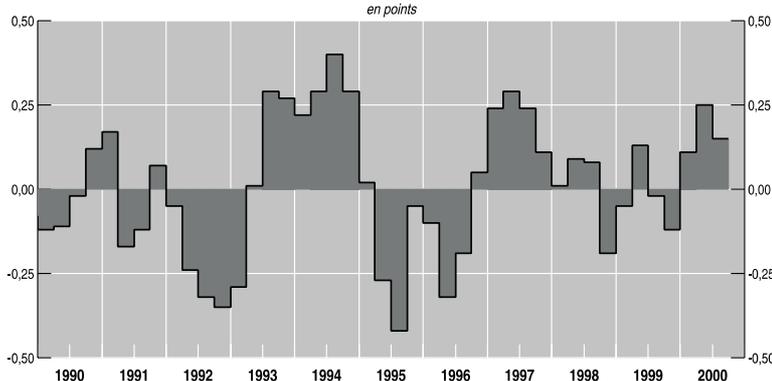
6

EVOLUTION RECENTE DE L'INDICATEUR DE DUREE HEBDOMADAIRE ACEMO



7

ECARTS DES GLISSEMENTS TRIMESTRIELS D'EMPLOI OBSERVES ET SIMULES PAR LE MODELE



ENCADRÉ 6 : LA MESURE DE LA DURÉE DU TRAVAIL EN FRANCE

Les deux indicateurs de durée du travail les plus utilisés en France sont la durée hebdomadaire offerte et la durée effective annuelle résultant des Comptes Nationaux. Le premier indicateur est directement issu des enquêtes trimestrielles ACEMO du Ministère de l'Emploi et de la Solidarité et fait référence à la durée offerte par les entreprises. Le second désigne le temps de travail effectué en pratique par les salariés et repose aussi en grande partie sur la durée offerte issue des enquêtes ACEMO.

Les enquêtes trimestrielles ACEMO recueillent une durée hebdomadaire habituelle (ou moyenne pour les établissements ayant une durée du travail annualisée) pour un ou au plus quatre groupes de salariés à temps complet. Pour l'instant, seul cet indicateur de durée hebdomadaire moyenne est publié. C'est une durée non corrigée des fluctuations conjoncturelles (heures supplémentaires, heures complémentaires, chômage partiel), saisonnières (grèves...) ou individuelles (jours de congés, arrêts-maladie, formation...). La mise en place de la réduction du temps de travail est en partie observable au travers de cet indicateur, qui ne prend pas en compte l'augmentation du nombre de jours de congés.

Les Comptes Nationaux estiment un volume annuel total d'heures travaillées, résultante de trois éléments : la durée hebdomadaire, le nombre de semaines travaillées

dans l'année et l'effectif équivalent temps plein (estimé à partir de l'Enquête Emploi pour le temps partiel). Cet indicateur est constitué par synthèse d'enquêtes (ACEMO, Enquête Emploi) et de sources administratives visant à corriger notamment les effets du chômage partiel, des intempéries dans la branche du bâtiment et des travaux publics, des absences pour maladie, maternité, accidents du travail et des grèves.

L'Enquête Emploi fournit également une mesure - actuellement annuelle - de la durée du travail : la durée effective individuelle et la durée habituelle individuelle. Cette définition permet de capter les facteurs pouvant influencer sur la durée du travail d'un individu au cours d'une semaine : conjoncturels (heures supplémentaires collectives ou individuelles, chômage partiel...), saisonniers (chômage-intempérie, grève...) et individuels (taux de temps partiel, jours de congés, arrêts-maladie, accidents du travail, absentéisme, jours de congés d'ancienneté...). La durée habituelle issue de l'Enquête est plus proche de la durée habituellement offerte des enquêtes ACEMO. Cependant elle tient compte de facteurs individuels comme le taux de temps partiel et les heures supplémentaires régulières de chaque travailleur. La refonte en cours de l'Enquête prévoit son passage en continu et la publication de séries infra-annuelles de durée du travail. ■

tres. De fait, la progression de l'emploi dans les secteurs concurrentiels s'est avérée supérieure de 0,1 point pour chacun des trimestres.

Pour le dernier trimestre de l'année 2000 et les deux premiers trimestres de l'année 2001, les hypothèses de croissance de la valeur ajoutée, établies par l'Insee sont de +3,0% en rythme annualisé. La simulation dynamique du modèle sur l'ensemble de l'année 2000 conduit à une évolution de l'emploi salarié concurrentiel (au sens des Comptes Nationaux Trimestriels)

de +3% en glissement annuel, avec +1,45% au second semestre, soit +0,7% au quatrième trimestre.

Compte tenu du dynamisme observé de l'emploi sur les trois premiers trimestres de l'année 2000 imputable aux effets de court terme de la réduction du temps de travail, nous retenons en prévision un glissement annuel de l'emploi de +3,5%.

Pour le premier semestre de 2001, nous retenons en prévision un glissement semestriel de l'emploi de +1,3% (soit +190 000) égal au glissement simulé, ce qui suppose des

gains de productivité de l'ordre de +0,4% en rythme annuel pour 2001. Nous tenons ainsi compte du fait que les effets de court terme de la réduction du temps de travail ralentiraient nettement au premier semestre de 2001.

Les gains de productivité par tête correspondants seraient très modérés en 2000 : +0,3% en moyenne annuelle (-0,5% en glissement annuel). Plus précisément, le glissement annuel de la productivité par tête fléchirait jusqu'à la fin de l'année (-0,5%), avant de rebondir au premier semestre 2001 (+0,1% à la mi-2001). ■