

LA REDUCTION DU TEMPS DE TRAVAIL FONCTIONNE COMME PREVU

Michel Husson (IRES)

30/10/2001

Les créations d'emploi en France depuis quatre ans constituent un record absolu dans l'histoire économique de notre pays. Ces performances exceptionnelles constituent donc un passionnant problème d'économie politique, et de leur interprétation découlent logiquement des recommandations pour la politique de l'emploi. En tant qu'objet d'étude, cette période tranche très nettement par rapport aux années antérieures, marquées par la résignation au chômage de masse et à la « fin du travail » ; elle présente aussi – malheureusement – l'avantage de représenter sans doute un épisode circonscrit dans le temps, comme le laisse à penser le retournement récent des indicateurs conjoncturels.

La notion de productivité se trouve forcément au centre de l'investigation, dans la mesure où le caractère exceptionnel de cette phase réside dans l'enrichissement du contenu en emplois de la croissance, autrement dit dans un nouveau tassement de la productivité. Ce qu'il faut expliquer c'est bien en effet comment on a pu, au cours de ces quatre années, créer des emplois au rythme annuel de 2,6 % pour une croissance de seulement 3,3 %. Au cours du précédent épisode de reprise, la croissance avait été un peu supérieure (3,6 %) et le rythme de créations d'emplois nettement moins soutenu (1,5 %). Entre ces deux périodes, la progression de la productivité apparente du travail par tête a donc été divisée par trois, puisqu'elle est passée de 2,1 % à 0,7 % (tableau 1). Cet article cherche pour l'essentiel à montrer que cette différence est en grande partie imputable à la réduction de la durée du travail et que l'explication alternative qui invoque l'effet différé des allègements de charges ne saurait emporter la conviction, qu'il s'agisse du volume d'emploi ou de sa structure interne.

I. PRODUCTIVITE ET REDUCTION DE LA DUREE DU TRAVAIL

Il est assez naturel de prolonger la comparaison esquissée entre les deux épisodes de croissance de l'emploi. La période récente (du second trimestre 1997 au second trimestre 2001) se caractérise par une réduction de la durée du travail au rythme moyen de 1,8 % par an, alors qu'elle était restée à peu près constante lors du précédent épisode (du troisième trimestre 1997 au troisième trimestre 2001).

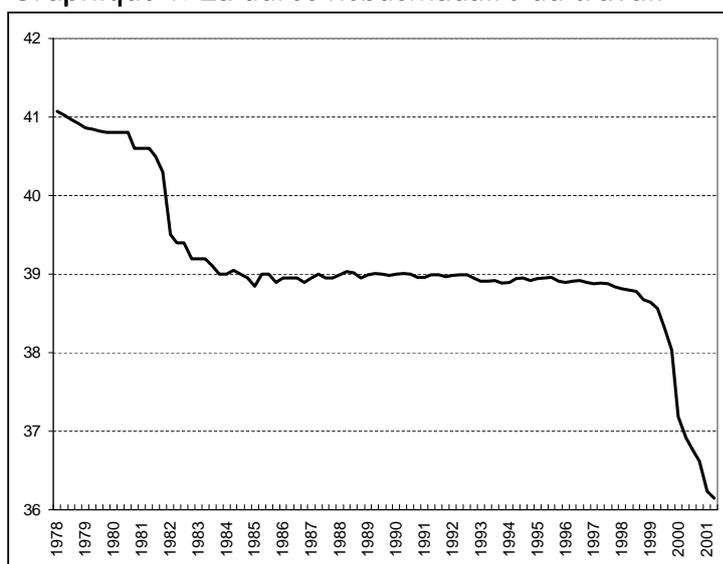
Tableau 1. Croissance, RTT et productivité

	1986.3 - 1990.3	1997.2 – 2001.2 observé	1997.2 - 2001.2 simulé sans RTT
Valeur ajoutée	3,6	3,3	3,3
Durée du travail	0,0	-1,8	0,0
Emploi	1,5	2,7	1,8
Productivité par tête	2,1	0,6	1,5
Productivité horaire	2,0	2,5	1,5
Salaire réel par tête	1,2	1,2	-
Salaire réel par tête 4 années précédentes	0,7	0,3	0,3

Sources : INSEE, DARES

Il ne suffit évidemment pas de constater que l'on passe d'une période « sans RTT » à une période « avec RTT » pour attribuer à la réduction du temps de travail l'intégralité des différences observées. Mais le contraste absolu entre ces deux sous-périodes (graphique 1) crée des conditions propices à une expérimentation virtuelle relativement rigoureuse. La méthode retenue s'impose en effet d'elle-même : elle consiste à estimer une équation de demande d'emploi sur la période « sans RTT », durant laquelle la durée du travail n'a enregistré que de très faibles variations, alors que les autres variables explicatives fonctionnaient pleinement. Parmi les principales candidates au statut de variable explicative, on ne trouve, à ce niveau très global, que le temps et le salaire.

Graphique 1. La durée hebdomadaire du travail

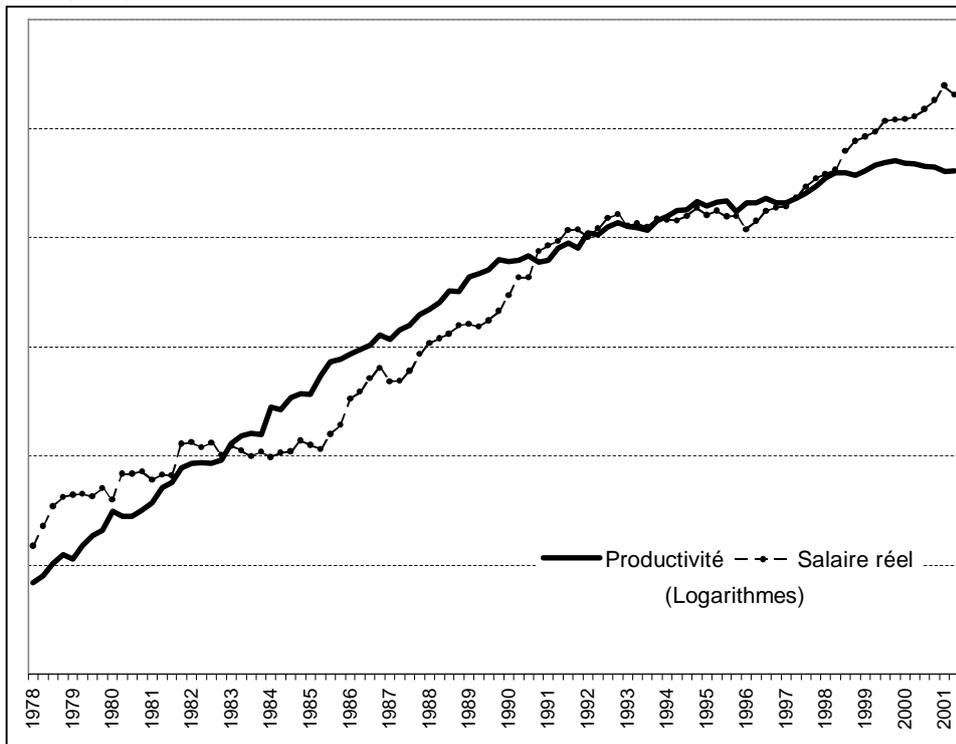


Source : DARES

Le temps est certes une variable faiblement « explicative » mais qui correspond à une nette tendance au ralentissement de la productivité que l'on est en grande partie incapable de modéliser de manière satisfaisante. On peut par exemple faire du logarithme de la productivité tendancielle une fonction linéaire du temps (Lerais 2000). L'élément d'explication consiste alors à dire que le contenu en emploi de la fin des années 90 est plus élevé que celui de la fin des années 80, parce que la croissance de la productivité-cible a décliné entre-temps. Cette procédure n'est pas vraiment satisfaisante et surtout elle ne suffit pas, de toute manière, à rendre compte du phénomène sur la période récente : il faudrait simuler un hyper-ralentissement encore plus marqué qu'au cours des quinze années précédentes.

Mais on peut aussi se passer du temps. Son rôle peut être « capté » le salaire réel qui manifeste, lui aussi, une tendance au ralentissement, non linéaire, et voisine de celle de la productivité (graphique 2). De manière générale, le fait d'expliquer une tendance par l'autre doit être considéré comme un artefact, dans la mesure où il s'agit d'une codétermination : l'évolution du salaire réel s'ajuste aux gains de productivité au moins autant que ces derniers reflètent le coût du travail. Pour l'exercice présenté ici, nous avons au contraire privilégié ce qui est à notre sens une distorsion, car elle constitue le cas de figure le plus favorable à la thèse privilégiant le coût du travail. Si on fait jouer l'équation au-delà de sa période d'estimation, les effets de la baisse ultérieure du salaire joueront en fonction des paramètres estimés. Contrairement à la durée du travail qui connaît une inflexion majeure sur la période récente, le salaire réel évolue dans le prolongement des tendances antérieures. On ne voit pas pourquoi une baisse du coût du travail de même ampleur aurait une répercussion considérablement plus grande après 1997.

Graphique 2. Productivité et salaire réel



Sources : INSEE , DARES.

L'équation retenue est donc d'une grande simplicité : la productivité du travail s'ajuste avec retard, et avec une réponse transitoire aux accélérations de la demande, à une productivité tendancielle qui dépend elle-même du salaire réel. Cette formulation équivaut à une équation classique où l'emploi s'ajuste avec retard à un emploi désiré, défini lui-même en fonction de la demande et d'une productivité-cible liée au coût du travail. Cette équation est d'une précision satisfaisante sur la période d'estimation (encadré 1 et graphique 3).

Encadré 1. Equation de productivité

$$\text{PROD} = 0,8567 \text{ PROD}(-1) + 0,770 (\text{Q}-\text{Q}(-1)) + 0,2164 \text{ SAL} - 0,3592$$

(31,2) (14,5) (4,4) (4,7)

1983:2 1997:2 R²=0,998 StError=0,0027 DW=1,26

PROD productivité du travail (logarithme)

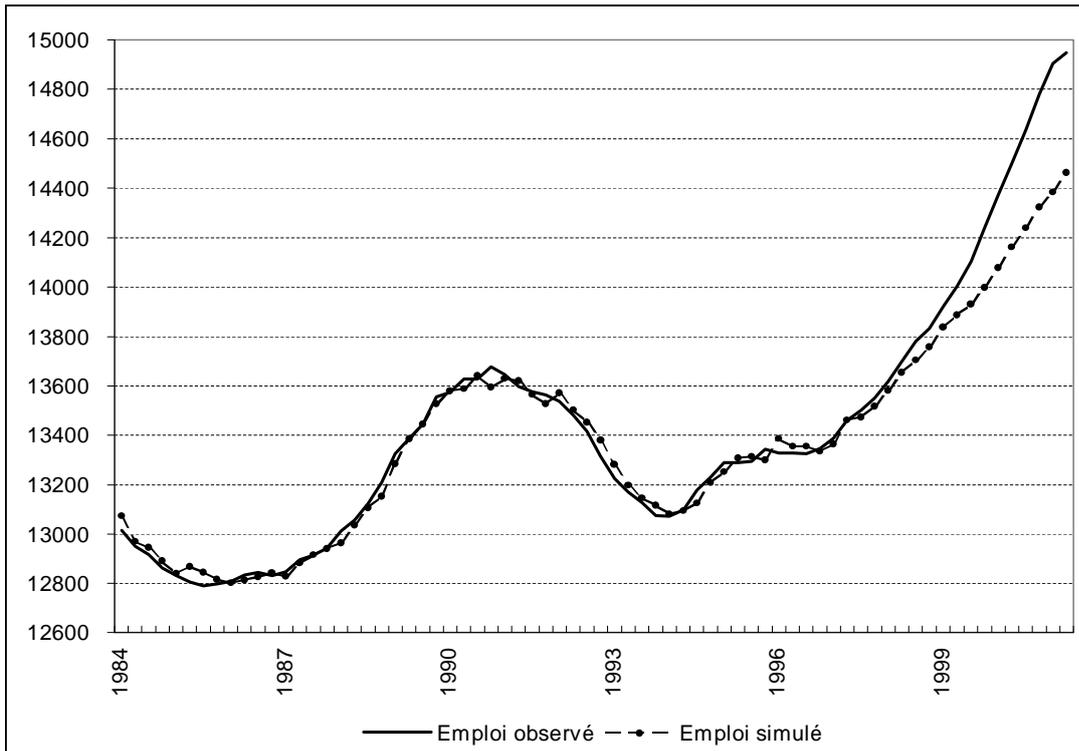
Q production (logarithme)

SAL salaire réel (logarithme)

L'exercice de simulation est tout aussi simple à réaliser. Il consiste à prolonger l'équation au-delà de sa période d'estimation – qui s'arrête au milieu de 1997 – et à la faire fonctionner sur la période récente, caractérisée par la reprise de la croissance puis par la réduction du temps de travail. L'équation simule alors ce qu'aurait été la réponse de la productivité par tête en l'absence de réduction du temps de travail, mais en laissant jouer tous les autres facteurs explicatifs, à savoir le cycle de productivité et l'effet du coût du travail.

La simulation obtenue montre qu'en l'absence de réduction du temps de travail, la productivité par tête aurait été tirée par la reprise de la croissance et aurait parcouru un cycle de productivité conduisant à de moindres créations d'emplois (graphique 3).

Graphique 3. Emploi observé (« avec RTT ») et emploi estimé (« sans RTT »)



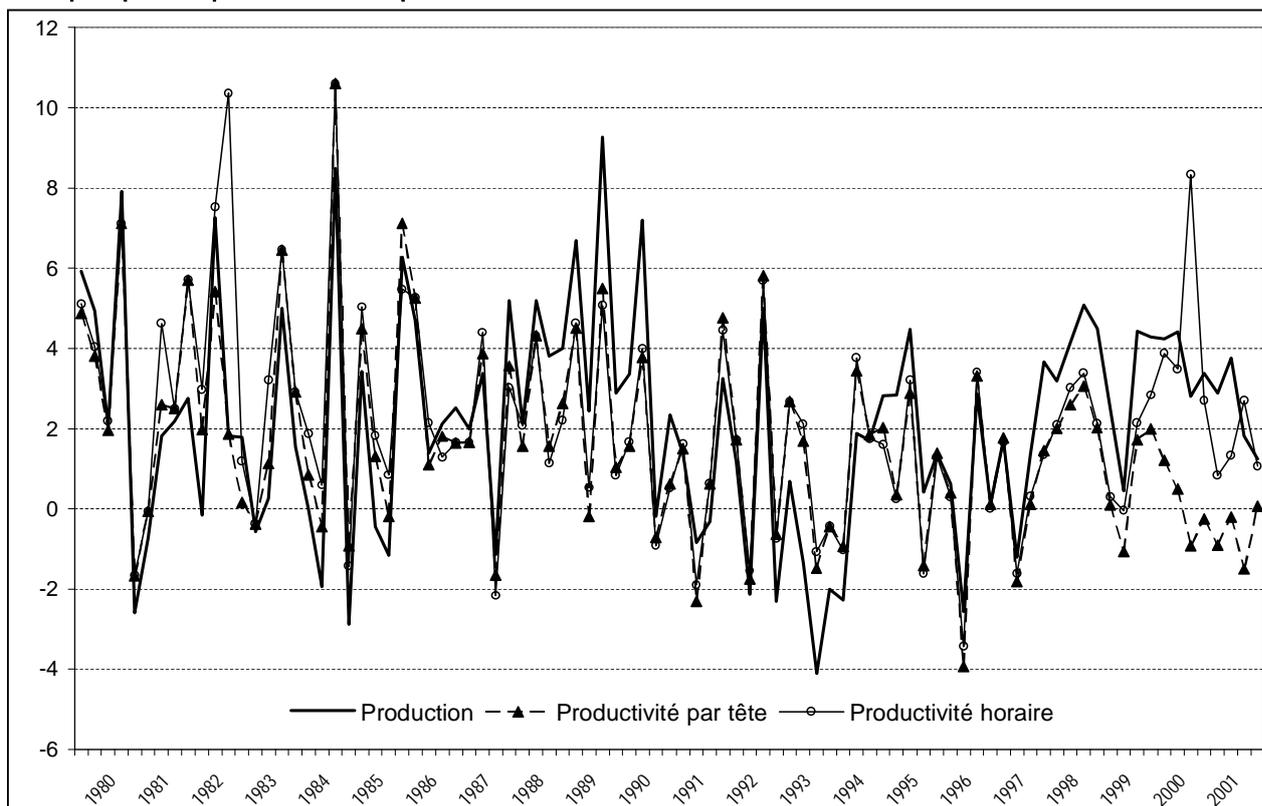
Champ : secteur privé non agricole
Source : équation encadré1.

Cette estimation permet alors de proposer une décomposition simple des créations d'emplois enregistrées sur les quatre dernières années. Sur le champ retenu (emploi salarié hors agriculture et administrations), les créations d'emplois s'élèvent à 1 486 000. Le cycle de productivité « normal » aurait conduit, à durée du travail constante, à la création de 991 000 emplois. Cette évaluation correspond à une croissance annuelle moyenne de 1,5 % de la productivité par tête, soit 0,8 point de plus que l'évolution observée. Le surcroît d'emplois que l'on peut imputer, par différence, à la réduction de la durée du travail est donc de 495 000 emplois.

Cette simulation est résumée dans le tableau 1 qui permet de rapprocher les deux épisodes de reprise cyclique calibrés sur une même durée de 16 trimestres, et de les comparer au cycle 1997-2001 simulé « sans RTT ». Ces résultats confirment et quantifient l'analyse proposée dans une précédente étude (Husson 2001) qui concluait ainsi : « l'intensification du travail qui a permis de répondre à la réduction du temps de travail par une progression de la productivité horaire a atteint ses limites. Dans ces conditions, il n'était pas possible, en plus, d'enclencher le mécanisme du « cycle de productivité » qui correspond au fait que, d'habitude, une reprise de la croissance tire la progression de la productivité (...) Cette disparition du cycle de productivité est la voie détournée que prennent les 35 heures pour créer des emplois. La productivité du travail ne pouvait à la fois parcourir son cycle conjoncturel habituel et en même temps compenser l'effet de la réduction du temps de travail sur les effectifs. En l'absence de réduction du temps de travail, la productivité par tête aurait par exemple grimpé à 2 % (comme à la fin des années 80) et la progression de l'emploi aurait été plus dans les normes historiques. Le surcroît d'emplois résulte donc indirectement de la pression exercée par la réduction du temps de travail ».

Le graphique 5 permet de visualiser le profil atypique du dernier cycle caractérisé à la fois par une productivité horaire qui s'accélère et par un gel du cycle de productivité par tête, et d'illustrer ainsi notre ligne d'interprétation de ces phénomènes.

Graphique 5 : production et productivité



Taux de croissance annuels moyens. Sources : DARES, INSEE

Ces évaluations peuvent ensuite être rapportées à ce qu'auraient donné des embauches strictement proportionnelles à la réduction de la durée hebdomadaire du travail. Celle-ci est passée de 38,89 heures à 36,15 entre 1997 et 2001, soit une baisse de 7 %, qui équivaut à un potentiel maximal de 1 020 000 créations d'emploi. Si retient l'estimation avancée ici, ce potentiel se serait partagé entre 3,7 % de créations d'emplois (soit 0,9 % par an) et 3,9 % d'augmentation induite de la productivité horaire (soit 1 % par an). Bref, la réduction initiale de temps de travail se serait répartie à peu près également en créations d'emplois et productivité horaire induite. On se trouve exactement dans le calibrage moyen des modèles macroéconomiques et donc à exacte distance entre les variantes optimistes à productivité horaire inchangée (un million de créations d'emplois) et les approches pessimistes de récupération intégrale par l'intensification du travail (aucune création d'emplois).

Une telle imputation est évidemment discutable, puisqu'elle résulte d'un exercice dont on peut remettre en cause le principe, et d'une équation dont les propriétés pourraient être différentes. Cependant, il ne paraît pas possible d'opposer à cette évaluation une évaluation *ex ante* où on calibrerait l'élasticité de l'emploi au salaire sur la base d'observations extérieures. Dans l'exercice proposé ici, on a choisi la formulation la plus favorable à la thèse sur la baisse du coût du travail. Mais celui-ci n'a pas évolué différemment entre les deux périodes de reprise : le salaire réel augmente de 1,16 % durant la période de reprise de la fin des années 80, et de 1,18 % à la fin des années 90. Dans les deux cas, la reprise s'accompagne d'une croissance plus rapide du salaire réel ; dans les deux cas aussi cette phase est précédée d'un « plateau » caractérisé par un gel du salaire et une faible croissance (voir la dernière ligne du tableau 1).

Admettons que cette tendance explique la progression de la productivité : notre équation en tient compte et notre évaluation des créations d'emploi hors réduction du temps de travail incorpore cet effet. A notre connaissance, aucun indicateur de coût salarial disponible ne

marque de ralentissement notable entre ces deux périodes, de sorte que l'on ne voit pas comment on pourrait expliquer de cette manière l'augmentation du contenu de la croissance en emplois. Certes, les mesures d'allègement de charges ont un effet sur la structure des salaires, qui peut à son tour influencer la structure des emplois. Mais il s'agit d'une question différente de l'augmentation du nombre total d'emplois.

On pourrai aussi imaginer une équation où la productivité tendancielle serait une fonction non linéaire du temps, de telle sorte que le contenu de la croissance en emplois serait elle même en augmentation régulière. On pourrait alors imaginer que certaines représentations de cette tendance permettraient de mieux simuler les créations d'emplois et de réduire d'autant celles qui sont imputées à la réduction du temps de travail. C'est une objection que l'on ne peut absolument écarter, et qui ne pourra être levée qu'avec un recul dont on ne dispose pas actuellement. Cependant, plusieurs arguments militent contre sa prise en compte. Pour commencer, une telle modélisation est dénuée de toute valeur explicative, et elle est plutôt un aveu d'impuissance qu'un progrès dans la connaissance. Mais surtout, une telle lecture conduirait à considérer comme durable un ralentissement de la productivité par tête qui la conduit au voisinage d'une croissance zéro. Or, cette hypothèse est difficilement compatible avec les réserves d'intensification du travail que vient de révéler la progression record de la productivité horaire du travail, de 2,5 % par an sur la dernière période, contre 2 % lors de la reprise de la fin des années 80. Par ailleurs, la productivité par tête observée a baisse depuis un an et demi à un rythme annuel de 0,8 %. On admettra qu'il est difficile de considérer cette « progression » comme une tendance de moyen terme.

II. LE DETOUR PAR LES PANELS

L'effet du coût du travail sur l'emploi est difficile à mettre en lumière empiriquement. Hormis les maquettes théoriques, les principales références font référence à des données de panels qui sont ensuite réintroduites dans des équations macroéconomiques. Cette manière de faire est très critiquable d'un point de vue méthodologique, parce qu'elle revient à postuler que des effets repérables au niveau inter-entreprise peuvent être étendus au niveau macro-économique. Qu'une entreprise qui réduit de 10 % ses coûts salariaux relativement à ceux de ses concurrents puissent obtenir des gains de parts de marché qui se traduisent par une augmentation des effectifs de 6 % est un résultat qui est pertinent dans cette dimension. Mais il n'est pas possible de le généraliser pour lui faire dire qu'une baisse de 10 % du coût du travail au niveau macroéconomique, autrement dit de toutes les entreprises, va accroître l'emploi global de 6 %. Ce glissement entre des propriétés d'équilibre partiel et leur agrégation au niveau de l'équilibre général se fait souvent rapidement, sans même que soit discernée l'existence d'un « sophisme de composition ».

A ce premier problème s'ajoute une difficulté qui tient à la modélisation du coût du travail. Celui-ci devrait être défini comme le salaire moyen déflaté par le prix de la valeur ajoutée. On ne dispose pas de données de prix au niveau de chaque entreprise, et l'on est obligé d'utiliser un prix moyen du secteur, ce qui est déjà une entorse à la modélisation d'un comportement individuel. Mais un risque supplémentaire se présente, qui consiste à postuler que la variabilité de ce coût du travail est liée à celle du salaire. En réalité, l'examen des données de branches fait apparaître deux résultats. D'une part, la variabilité des salaires relatifs est faible par rapport à celle des prix relatifs ; d'autre part, les prix relatifs reflètent la variabilité des productivités relatives. Dans ces conditions, une régression qui explique le contenu en emploi de la production par le coût du travail est un artefact (Husson 1999). En réalité il agit, pour les raisons mentionnées ci-dessus, d'une régression de la productivité sur le prix relatif qui fonctionne correctement. Le problème est qu'elle ne décroît pas un effet du salaire sur

l'emploi, mais de la productivité sur le prix. On s'en assure en séparant le salaire et le prix, et en constatant que seul ce dernier reste significatif.

Une étude récente (Crépon et Desplatz 2001) est en train de devenir la référence supposée incontestable : « On dispose depuis peu d'une évaluation des effets des allègements qui repose sur l'observation directe des comportements de création d'emplois des entreprises » écrit ainsi Jean Pisani-Ferry dans son dernier ouvrage (2001). Cette étude porte sur la période 1994-1997, et conduit à la conclusion selon laquelle « l'impact global des allègements de charges sur les bas salaires pourrait s'élever à plus de 400 000 emplois créés ou sauvegardés, malgré l'imprécision de nos résultats ». Ce résultat n'est pas seulement imprécis, mais repose sur toute une série de glissements qu'il faut discuter dans la mesure où cette étude semble être appelée à devenir la référence majeure en matière d'évaluation des baisses de charges.

L'étude porte sur un panel d'entreprises suivies entre 1994 et 1997, à partir de deux sources DADS (Déclaration annuelle de données sociales) et BRN (bénéfices réels normaux) qui conduisent à un panel impressionnant de 87 720 entreprises et 3 772 941. Le problème est que ces sources ne comportent aucune donnée en volume, qu'il faut donc approcher dès lors que l'on cherche à examiner la productivité du travail. Mais c'est une tâche en réalité impossible, comme le montre la méthode apparemment retenue : « La croissance du coût unitaire de production est mesurée par la moyenne de la rémunération moyenne de l'emploi et du capital, pondérée par les parts des facteurs dans les coûts totaux. Comme cette variable approxime la croissance des prix, la croissance de la valeur ajoutée en volume est alors mesurée par la différence entre la croissance de la valeur ajoutée en valeur et la croissance du coût unitaire de production. » Soit w le salaire, N l'emploi et Q la valeur ajoutée en volume : on ne comprend pas comment la « rémunération moyenne de l'emploi », autrement dit le salaire w , peut se transformer en une estimation du coût salarial unitaire wN/Q . Il faut se reporter à l'annexe B pour apprendre que, contrairement à ce que dit le corps du texte, la valeur ajoutée en volume est obtenue en réalité à partir d'un indice de prix de la valeur ajoutée au niveau 40 de la nomenclature NAP. Ce choix est décidément gênant, dès lors qu'une bonne partie des résultats obtenus dans cette étude passent en principe par des effets de concurrence, autrement par les prix relatifs des entreprises individuelles. Comment en effet décrire cette concurrence par les prix, quand on ne connaît que des prix moyens, au niveau de nomenclature relativement agrégé de la NAP40 ?

La procédure consiste à régresser différentes « variables d'intérêt » sur les réductions *ex ante* du coût du travail résultant des allègements de charges, et sur un certain nombre de « variables de contrôle » destinées à raisonner toutes choses égales par ailleurs. Les résultats font apparaître un effet très puissant des baisses de charge sur les effectifs salariés, selon l'enchaînement suivant : « Les créations d'emplois trouvent aussi leur origine dans le développement des débouchés liés aux baisses de prix, elles même permises par la réduction des coûts » où l'on retrouve immédiatement notre objection quant à l'absence de prix individuels.

Tableau 2. Une évaluation directe sur panel

Effets :	initial	sur le coût du travail	sur les coûts et les prix	sur la production	sur l'emploi salarié	Effectifs concernés	Potentiel d'emploi
Industrie	- 0,8 %	- 3,1 %	- 2,9 %	+ 2,4 %	+ 2,6 %	5 000 000	130 000
Tertiaire	- 1,3 %	- 4,4 %	- 3,5 %	+ 3,2 %	+ 3,4 %	10 000 000	340 000

Source : Crépon, Desplatz 2001

Une seconde estimation, dite semi-paramétrique, cherche à prendre en compte l'hétérogénéité de l'effet d'un accroissement marginal de la réduction *ex ante* du coût du travail. On abandonne alors l'hypothèse d'un effet identique, indifférent à la structure des salaires qui avait fait l'objet de la première estimation. On observe alors des effets sur l'emploi encore plus

importants (tableau 2). Le taux de croissance des effectifs imputable aux dispositifs est de 2,6% dans l'industrie, et de 3,4% dans le tertiaire. Cet effet passe par la baisse du coût moyen du travail imputable aux dispositifs, estimée à 3,1 % dans l'industrie et 4,4% dans le tertiaire. Les effets de volume sont également très forts : le taux de croissance de la production imputable aux dispositifs d'allègements de charges est de 2,4% dans l'industrie, et de 3,2% dans le tertiaire. La baisse des prix et des coûts de production qui en résulte est de 2,9% dans l'industrie, et de 3,5% dans le tertiaire.

Ces résultats débouchent immédiatement sur une extrapolation macroéconomique. Il suffit de multiplier le taux de croissance des effectifs imputable aux baisses de charges par le nombre d'emplois salariés dans l'économie : on estime alors « à 470 000 le nombre d'emplois créés ou préservés dans l'économie, dont 340 000 dans le tertiaire et 130 000 dans l'industrie. Cette estimation est cependant très imprécise : compte tenu des écarts-type estimés, les créations d'emplois se situent dans une fourchette comprise entre 260.000 et 690.000 emplois ».

Un tel exercice ne peut sérieusement fonder un calibrage global, pour toute une série de raisons, que l'on peut rapidement examiner. Un premier problème résulte de l'énorme effet multiplicateur d'une baisse *ex ante* de coût salarial sur le coût moyen. Dans la version paramétrique du modèle, « une augmentation de la réduction du coût du travail *ex ante* de 1 point conduit à une baisse du coût moyen du travail *ex post* de 2,3% dans chacun des deux secteurs ». Dans l'exercice « semi-paramétrique » cette répercussion est de 3,8 % dans l'industrie, et de 3,4 % dans le tertiaire. La seule explication qui puisse être avancée, à savoir un effet de structure résultant de la substitution du travail non qualifié au travail qualifié, ne peut expliquer un coefficient aussi élevé. Le trouble est d'autant plus grand que le salaire moyen a progressé en termes réels, de l'ordre d'un point par an entre 1994 et 1997, suivant en cela son rythme moyen sur la période. Faut-il en conclure qu'il aurait brusquement progressé de 3 ou 4 % supplémentaires en l'absence d'allègements ?

L'imputation réussit trop bien. Entre 1994 et 1997, 350 000 emplois ont été créés sur le champ du privé non agricole, autrement dit moins que l'effet estimé des baisses de charges qui expliquent donc les créations nettes d'emplois à plus de 100 %. Sur cette même période, le PIB a augmenté de 3,9 %. A en croire l'exercice, la moitié de cette croissance serait imputable aux baisses de charges. Mais, curieusement, l'effet principal ne passe pas par un enrichissement de la croissance en emplois ; l'impact sur la production est du même ordre de grandeur que celui sur les effectifs, de telle sorte que la productivité du travail ne baisse que de 0,2 point dans chacun des secteurs. Autrement dit, l'élasticité directe de l'emploi aux baisses de charges est extraordinairement faible : de 0,06 (0,2/3,2) dans l'industrie et de 0,05 (0,2/4,4) dans le tertiaire. On est très loin du fatidique 0,6.

Les résultats spectaculaires sur l'emploi ne passent donc pas par un enrichissement de la croissance en emplois induit par la baisse du coût du travail. Ils reposent sur deux propriétés étonnantes : une extraordinaire répercussion d'un allègement de cotisations sur le coût du travail, et une répercussion massive des coûts de production sur le niveau de production. Ce récit n'est pas convaincant pour ce qui concerne la très brève période d'estimation (1994-1997), et on voit mal comment on pourrait en transposer les enseignements à la période 1997-2001, caractérisée un ralentissement encore plus marqué de la productivité du travail que le modèle présente comme à peu près neutre par rapport aux allègements de charges.

III. La structure des qualifications

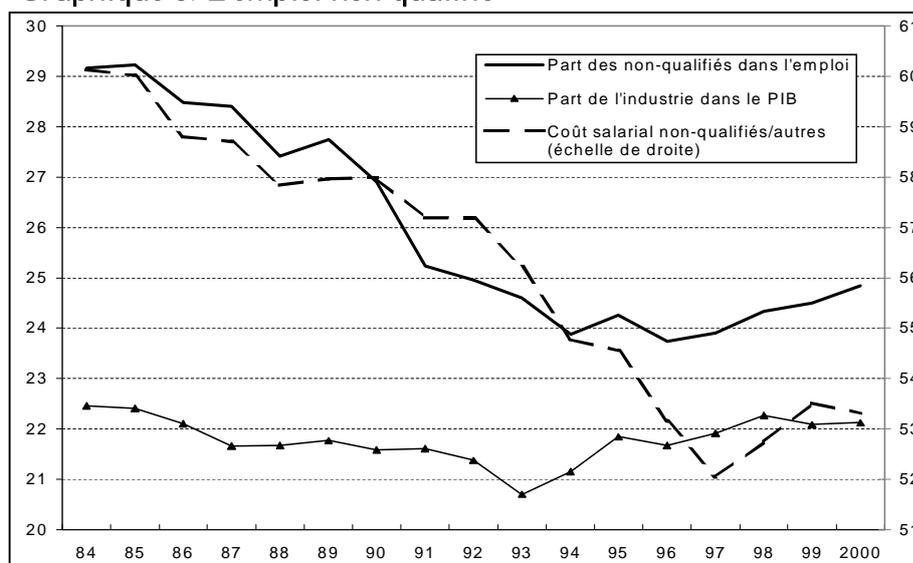
La cinquième des dix recommandations de la Stratégie pour l'emploi de l'OCDE (1994) dit qu'il faut « accroître la flexibilité des coûts salariaux et de main-d'œuvre en supprimant les contraintes qui empêchent les salaires de refléter les conditions locales et le niveau de qualifications de chacun, en particulier des jeunes travailleurs ». Cette idée a été largement relayée en France où une sorte de consensus s'est créée autour de l'idée qu'il serait positif de baisser le coût du travail des emplois non qualifiés. Autant la controverse existe quant à l'intérêt d'une modération généralisée, autant l'accord est assez large en ce qui concerne les bas salaires. Cette politique est entrée dans les faits et a pris la forme d'une succession de mesures d'allègement des cotisations sociales prises principalement en 1993, 1995 et 1996. Par ailleurs, les suppléments accordés à la progression du SMIC (salaire minimum) ont été limités, et les dérogations de fait se sont multipliées par l'extension de statuts spéciaux. Le résultat est assez net : alors que le coût salarial d'un emploi non qualifié représentait en moyenne 60 % du coût d'un emploi qualifié en 1984, cette proportion était tombée à 52 % en 1997 (Gubian et Ponthieux, 2000).

L'effet de ces mesures n'a pas donné lieu à une évaluation empirique convaincante. Les principaux travaux disponibles ont cherché à mesurer les effets théoriquement attendus à partir de maquettes formalisées (CSERC 1996, CGP 1997, Malinvaud 1998). Il s'agit donc d'évaluations « ex ante » qui sont exposées aux mêmes critiques que les études du même genre portant sur la baisse générale du coût moyen du travail (Lerais 2000). Cependant l'appréciation la plus répandue, et dont on trouve les échos dans le rapport Pisani-Ferry, est que cela fonctionne, sur la base d'un constat portant sur la part des emplois non qualifiés dans l'ensemble.

Plusieurs études (Audric, Givord, Prost 1999, L'Horty 2000) ont effet montré que la part des emplois non qualifiés dans l'ensemble, qui baissait régulièrement depuis le début des années 80, se stabilise au milieu des années 90. Cette « coïncidence », pour reprendre le terme de L'Horty, se transforme assez rapidement en une détermination causale. Pour expliquer cette stabilisation de la part des non-qualifiés il faut en effet trouver une rupture qui aurait eu lieu à partir de 1994. L'Horty ne voit que « deux candidats qui respectent de telles contraintes » : le développement du temps partiel, et les exonérations de charge.

Cependant, un graphique ne fait pas une théorie, et ce rapprochement se heurte à deux objections qui découlent précisément de l'observation de la période récente. De 1984 à 1996, le coût salarial des non-qualifiés a effectivement baissé, mais il s'est stabilisé depuis (graphique 5). De 1984 à 1997, la part du travail à temps partiel a régulièrement progressé, passant de 8 à 14 %, mais s'est elle aussi stabilisée lors de la reprise récente. Tout se passe donc comme si les choses fonctionnaient à l'envers : la part des non-salariés ne seraient pas « expliquée » par le coût salarial relatif ou le temps partiel, mais ce serait plutôt l'inverse, ou au moins les deux phénomènes seraient le fruit d'une détermination commune.

Graphique 5. L'emploi non-qualifié



Sources : INSEE, Gubian et Ponthieux (2000)

Car il est une autre manière d'expliquer les structures d'emploi qui renvoient aux transformations autonomes des processus productifs et à la composition sectorielle de la demande finale. C'est ce que suggèrent les travaux de Goux et Maurin (1997) : « le déclin de la part des salariés faiblement diplômés dans l'emploi s'explique en France en premier lieu par le manque de dynamisme de la demande domestique s'adressant aux secteurs d'activité où ils sont proportionnellement nombreux ». Ce facteur expliquerait environ les deux tiers de la baisse observée entre 1970 et 1993 (Goux et Maurin, 2000). Sur la période récente, les données des Enquêtes emploi de l'INSEE conduisent au tableau 3 ci-dessous.

Tableau 3. Evolution de l'emploi non qualifié

	1989-1994	1994-2000
Industrie et construction	-593	-55
Tertiaire	185	535
Ouvriers	-511	171
Employés	103	309
Temps complet	-541	229
Temps partiel	133	250
Total	-408	480

Champ : emploi non qualifié du secteur privé.

Source : Gubian et Ponthieux (2000)

La comparaison entre les deux sous-périodes fait apparaître de forts mouvements de chassé-croisé, pour une création nette d'emplois non qualifiés relativement faible sur la décennie. Ainsi, le nombre d'ouvriers non qualifiés, qui avait baissé de 511 000 entre 1989 et 1994 se remet à augmenter, de 171 000, entre 1994 et 2000. Cette interprétation peut être validée économétriquement, par une équation simple, où la part des non-qualifiés est expliquée par un trend et par le poids de l'industrie dans le PIB (encadré 2). On peut constater que cette équation rend correctement compte de l'inflexion constatée (graphique 6). L'impact du coût du travail sur cette évolution ne peut être mis en lumière dans une équation pourtant dépouillée.

Encadré 2. Equation de part de l'emploi non-qualifié

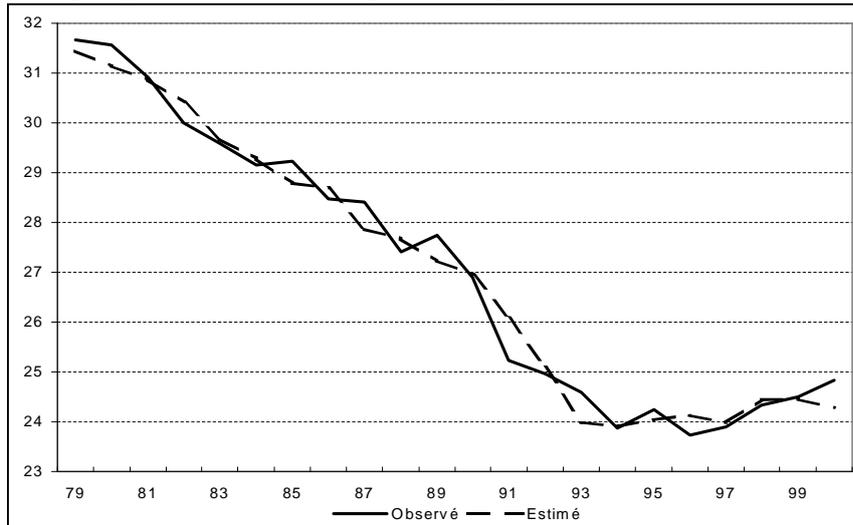
$$NQ = 0,427 NQ(-1) + 0,825 INDU - 0,627 TT + 0,450 DQ$$

(2,8) (3,7) (3,3) (1,5)

1979-2000 R²=0,98 StError=0,015 DW=2,2

NQ part des emplois non qualifiés dans l'emploi total (logarithme)
INDU part de l'industrie dans le PIB (logarithme)
TT temps
DQ taux de croissance du PIB

Graphique 6. Part de l'emploi non qualifié en % du total



Champ : emploi non qualifié du secteur privé.

Sources : Gubian et Ponthieux (2000), équation encadré 2.

Conclusion

Des deux interprétations de la vivacité récente de l'emploi, celle qui fait jouer un rôle central à la RTT semble plus robuste que l'explication alternative fondée sur l'effet des coûts salariaux. Ce débat essentiel ne pourra cependant être tranché qu'avec un recul suffisant pour mettre en perspective la période, exceptionnelle du point de vue de l'emploi, que nous venons de vivre. On y verra alors plus clair sur les déterminants à long terme de la productivité.

Références

- Audric S., Givord P., Prost C. (1999), « [Evolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996](#) », *Document de travail* de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques, G9919, INSEE, décembre.
- Audric S., Givord P., P. Prost C. (2000), « Estimation de l'impact sur l'emploi non qualifié des mesures de baisse de charges », *Revue économique*, vol.51, n°3, mai, p.513-522.
- CGP [Commissariat général du Plan] (1997), *Rapport d'évaluation de la loi quinquennale relative au travail, à l'emploi et la formation professionnelle*, La Documentation française, Paris.
- Crépon B., Desplatz R. (2001) « Evaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires », Document de travail, Direction des études et synthèses économiques de l'INSEE, n°G2001/10
- CSERC [Conseil supérieur de l'emploi, des revenus et des coûts] (1996), *L'allègement des charges sociales sur les bas salaires*, La Documentation française, Paris.
- Gianella C. (1999) *Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût*, Document de travail INSEE G9912bis
- Goux D., Maurin E. (1997), « Le déclin de la demande de travail non qualifié », *Revue économique*, vol.48, n°5, septembre, p. 1091-1114.
- Goux D., Maurin E. (2000), « The decline in demand for unskilled labor : an empirical analysis method and its application to France », *The Review of Economics and Statistics*, Novembre 2000, 82(4): 596–607
- Gubian A., Ponthieux S. (2000), « [Emplois non qualifiés, emplois à bas salaires et mesures d'allègement du coût du travail](#) », DARES, *Premières informations et premières synthèses*, n°51.1, décembre.
- Husson M. (1999), *Les ajustements de l'emploi. Pour une critique de l'économétrie bourgeoise*, Editions Page Deux, Lausanne, 1999.
- Husson M. (2001), « [La grande surprise de l'emploi](#) », *La Revue de l'IRES* n° 36, 2001/2
- Lerais F. (2001), « [Une croissance plus riche en emplois](#) », DARES, *Premières informations et premières synthèses*, février.
- L'Horty Y. (2000), « Vertus et limites des allègements de charges sur les bas salaires », CSERC, Document de travail n°2000-01.
- Malinvaud E. (1998), *Les cotisations sociales à la charge des employeurs : analyse économique*, Rapport du CAE, n° 9, La Documentation française, Paris.
- OCDE (1994), *L'étude de l'OCDE sur l'emploi*.
- Pisani-Ferry, J. (2000), *Plein emploi*, rapport du Conseil d'Analyse Economique, La Documentation française.
- Pisani-Ferry, J. (2001), *La bonne aventure. Le plein emploi, le marché, la gauche*, La Découverte.