

Michel Husson

Réduction du temps de travail et emploi : une nouvelle évaluation

***La Revue de l'IREs* n°38 - 2002/1**

La problématique de ce travail ne saurait être mieux introduite que par cet extrait d'un article de deux journalistes du *Monde* (Le Boucher et Malingre, 2002) : « Depuis l'arrivée de Lionel Jospin à Matignon, la France a créé près de 2 millions d'emplois et remis au travail 926 000 chômeurs (...) sur ces 2 millions d'emplois créés, plus de 1,5 million l'ont été dans le secteur marchand (...) La vigueur de la création d'emplois par les entreprises est venue de la conjonction de trois éléments : une croissance forte (3,3 % en moyenne de la mi-1997 à la fin 2000, contre 1,9 % dans la première partie de la décennie), les 35 heures, et ce que les économistes nomment "l'enrichissement de la croissance en emplois". Selon Jean Pisani-Ferry, qui développe cette thématique dans son livre *La Bonne Aventure*, sur les 400 000 emplois privés créés en moyenne par an de 1997 à 2000, 250 000 sont venus du regain de croissance, 60 000 des 35 heures et 100 000 de l'effet "enrichissement" ».

Les créations d'emploi en France depuis quatre ans constituent effectivement un record absolu dans l'histoire économique de notre pays. L'emploi a augmenté de 7,2 % entre 1997 et 2001. On n'avait jamais enregistré au cours du XXème siècle semblable progression sur quatre années consécutives : 4,1 % entre 1968 et 1972 et 3,8 % entre 1986 et 1990. 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. Cet article cherche d'abord à montrer que ces exceptionnelles performances d'emplois sont à mettre au crédit de réduction du temps de travail (RTT). Il montre ensuite pourquoi le pessimisme des maquettes théoriques a été invalidé, et pourquoi l'effet différé les baisses de charges ne peut constituer une explication alternative.

L'IMPACT DE LA RÉDUCTION DU TEMPS DE TRAVAIL

La période récente est caractérisée par une croissance exceptionnellement riche en emplois, ou, ce qui revient au même par une faible progression de la productivité du travail par tête. Il s'agit autrement dit d'expliquer 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 %.

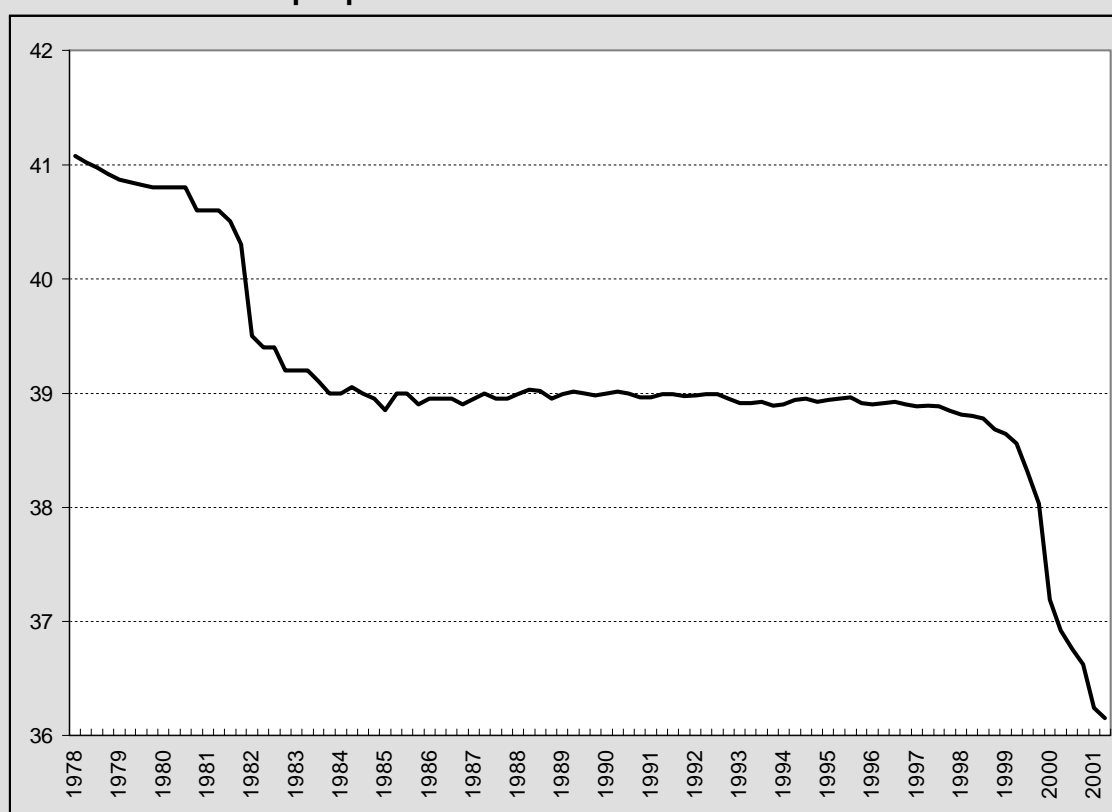
Au cours du précédent épisode de reprise, la croissance avait été un peu supérieure (3,6 %) et le rythme de créations d'emplois nettement moins soutenu (1,5 %). Entre ces deux périodes, la progression de la productivité apparente du travail par tête a donc été divisée par trois, puisqu'elle est passée de 2,1 % à 0,7 % (tableau 1). Si l'on étend à la durée du travail cette comparaison, on constate que 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. Deux reprises comparée

	1986.3 - 1990.3	1997.2 – 2001.2
Valeur ajoutée	3,6	3,3
Durée du travail	0,0	-1,8
Emploi	1,5	2,7
Productivité par tête	2,1	0,6
Productivité horaire	2,0	2,5
Salaire réel par tête	1,2	1,2
Salaire réel par tête : 4 années précédentes	0,7	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 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 d'infimes 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 évidemment une variable faiblement « explicative » mais qui permet de simuler 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 ralentissement bien supérieur à sa tendance des quinze dernières années.

Mais on peut aussi se passer du temps. Son rôle peut être « capté » par le salaire réel qui manifeste, lui aussi, une tendance au ralentissement, non linéaire et similaire à celle de la productivité. De manière générale, le fait d'expliquer une tendance par l'autre doit être considérée 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.

Cette méthode nous paraît préférable à celle qui consiste à calibrer l'élasticité de l'emploi au salaire sur la base d'observations extérieures (Lerais 2001). Il suffit au fond de multiplier la baisse de coût du travail par le coefficient canonique de 0,6 pour en déduire l'impact sur l'emploi, mais ce procédé n'a pas la légitimité d'une estimation empirique directe. Dans l'exercice proposé ici, on a choisi la formulation la plus favorable à la thèse sur la baisse du coût du travail. Mais, par ailleurs, 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). 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. Admettons cependant 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. D'autres tendances, comme la progression du temps partiel, sont incorporées dans les coefficients de l'équation. C'est d'autant plus justifié que la part des emplois à temps partiel a faiblement progressé entre 1997 et 2001, de telle sorte que l'on ne peut invoquer un recours accru au temps partiel pour rendre compte de de l'enrichissement de la croissance en emplois.

Première méthode : une imputation directe

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. L'équation est d'une précision satisfaisante sur la période d'estimation (encadré 1 et graphique 2).

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. L'estimation permet alors d'avancer 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'élevaient à 1 486 000. Le cycle de productivité « normal » aurait conduit, à durée du travail constante, à la création de 978 000 emplois. Cette évaluation correspond à une croissance annuelle moyenne de 1,5 % de la productivité par tête, nettement supérieure à 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 508 000 emplois.

Encadré 1. Trois estimations économétriques

Equation 1. Sans durée du travail

$$\text{prod} = 0,8567 \text{ prod}_{.1} + 0,770 (q-q_{-1}) + 0,2164 \text{ sal} - 0,3592$$

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

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

prod productivité du travail (logarithme)

q production (logarithme)

sal salaire réel (logarithme)

Equation 2. Avec durée du travail

$$\text{prod} = 0,8667 \text{ prod}_{.1} + 0,610 (q-q_{-1}) + 0,1874 \text{ sal} + 0,1501 \text{ dur} - 0,8827$$

(26,4) (11,3) (3,8) (5,4) (5,4)

1986:2 2001:2 R²=0,997 Erreur standard =0,0026 DW=1,68

prod productivité du travail (logarithme)

q production (logarithme)

sal salaire réel (logarithme)

dur durée du travail (logarithme)

Equation 3. Avec trend temporel

$$\text{prod} = 0,8827 \text{ prod}_{.1} + 0,7177 (q-q_{-1}) - 6,5396 t + 3,318 \text{ lt} + 6,2780$$

(26,3) (14,7) (3,2) (3,3) (3,2)

1986:2 1997:2 R²=0,999 Erreur standard =0,0029 DW=1,13

prod productivité du travail (logarithme)

q production (logarithme)

t temps

lt log [t/(2-t)]

Seconde méthode: une équation avec durée du travail

Afin de contrôler les résultats obtenus, on estime cette fois une équation avec durée du travail, sur l'ensemble de la période. On vérifie sa proximité du point de vue des différents coefficients, avec l'équation précédente, estimée sans réduction du temps de travail. On constate également qu'elle rend bien compte de l'évolution de la productivité observée (graphique 2).

Cette équation peut à son tour être utilisée pour apprécier l'impact de la RTT. Il suffit de la faire fonctionner avec une durée du travail maintenue à son niveau de 1997, et de comparer son évolution avec celle qu'elle simule à partir de l'évolution observée de la durée du travail. Les résultats obtenus à partir de cette seconde méthode (estimation 2) sont qualitativement proches de ceux que fournissaient l'équation sans durée du travail (estimation 1). C'est ce qu'illustre le graphique 2.

Troisième méthode : une équation avec trend temporel

Compte tenu des observations adressées à une précédente version de ce travail (Husson 2002a), on a procédé à un autre exercice de contrôle consistant à remplacer l'influence du salaire réel par une fonction du temps non linéaire. Cette troisième équation est estimée sur la période sans réduction du temps de travail (1986-1997) et projetée sur la période 1997-2001. Les résultats obtenus à partir de cette troisième méthode (estimation 3) sont qualitativement proches des précédents (voir à nouveau le graphique 2).

Tableau 2. Créations d'emplois par la RTT

	Emploi	Imputation 35 heures
Observé	14 947 000	
Emploi estimé avec l'équation 2	15 019 000	
Estimation 1	14 439 000	508 000
Estimation 2	14 571 000	448 000
Estimation 3	14 477 000	470 000

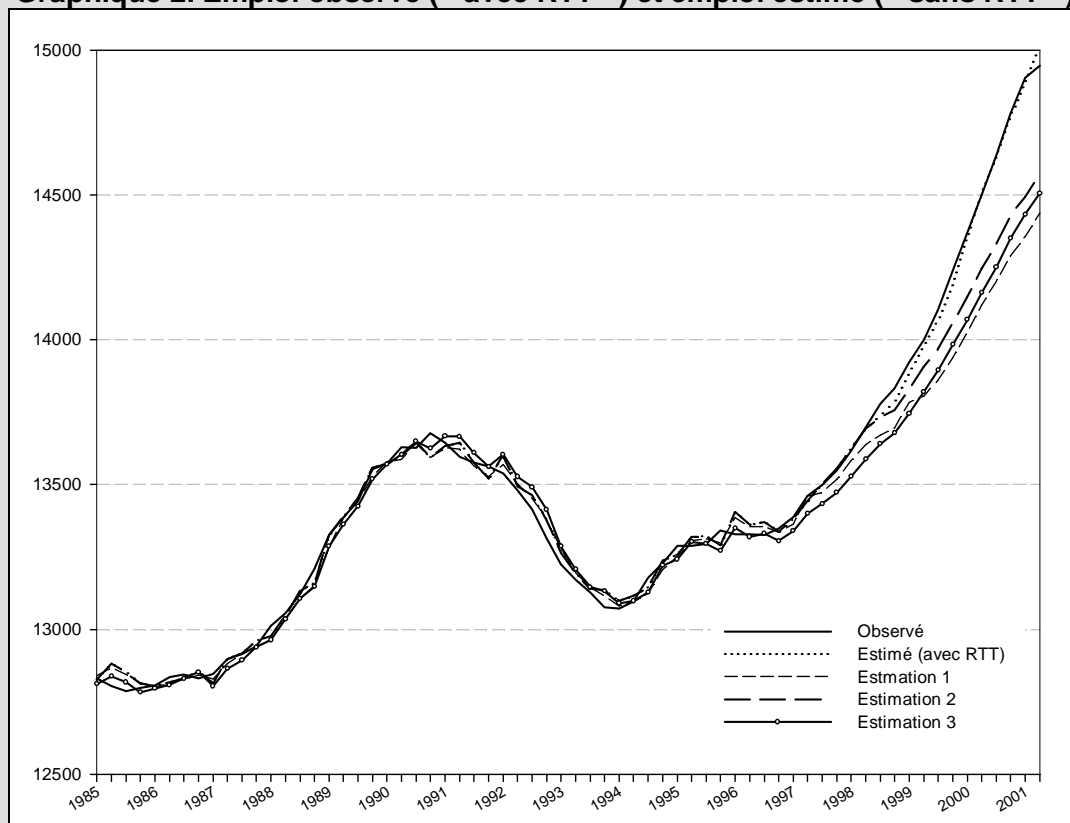
Les trois méthodes convergent vers une évaluation assez resserrée selon laquelle l'impact de la réduction du temps de travail équivaut à la création de 448 000 à 508 000 emplois supplémentaires entre 1997 et 2001 (tableau 2). Cette simulation peut être rapprochée du précédent épisode de reprise cyclique, calibré sur une même durée de 16 trimestres (tableau 3). Sa cohérence apparaît sur plusieurs points. Pour une croissance similaire (3,3 % contre 3,6 %) la productivité par tête aurait, en l'absence de RTT, progressé sur la période récente de 1,5 %, contre 2,1 % à la fin des années 80. On retrouverait donc un ralentissement de la productivité par tête, mais beaucoup moins accentué que dans la réalité observée. Comme à la fin des années 80, la productivité horaire aurait progressé au même rythme que la productivité par tête.

Tableau 3. Reprise observée et reprise simulée

	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

Sources : INSEE, DARES, estimation 1

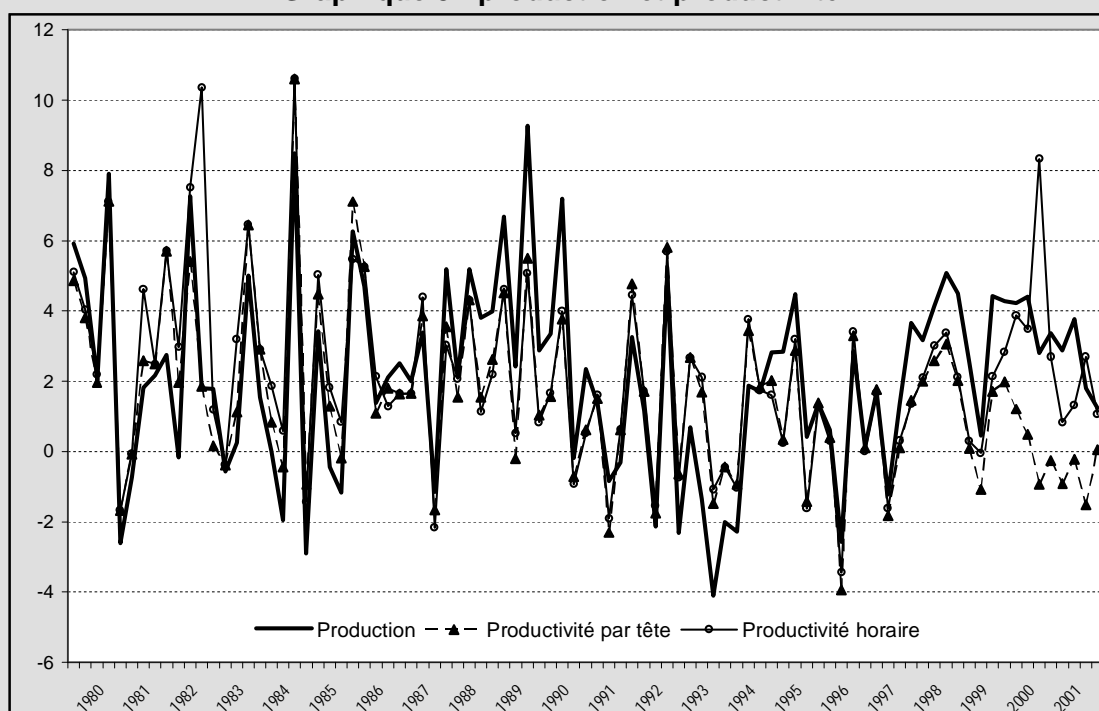
Graphique 2. Emploi observé (« avec RTT ») et emploi estimé (« sans RTT »)



Champ : secteur privé non agricole
Source : équation encadré 1.

On retrouve donc ici l'analyse proposée dans un précédent article (Husson 2001). Elle est résumée par le graphique 3 qui permet de visualiser le profil atypique du dernier cycle, caractérisé à la fois par une accélération de la productivité horaire et par un gel du cycle de productivité par tête. Notre interprétation est alors la suivante. Les modalités diverses de la RTT (intensification, annualisation et réorganisation du travail) ont dégagé des gains de productivité horaire qui ont compensé (à peu près pour moitié) l'impact sur l'emploi de cette baisse du temps de travail. Mais cette progression de la productivité horaire admettait certaines limites, et il n'a donc pas été possible d'enclencher le « cycle de productivité » habituel. En temps normal, la reprise de la croissance tire la progression de la productivité, parce qu'elle permet elle aussi des réorganisations, la mise en place de nouveaux procédés, qui permettent de réaliser des gains de productivité supplémentaires. Si l'on observe l'évolution de la productivité par tête, on constate que ce cycle de productivité ne se manifeste pas au cours de la dernière reprise ; et c'est cette disparition – ce gel du cycle de productivité – qui représente la voie détournée par laquelle le passage aux 35 heures finit par 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 progression de la productivité par tête aurait été de 1,5 % alors qu'elle n'a été que de 0,6 %. La différence, cumulée sur quatre ans, conduit bien à un potentiel de 500 000 emplois créés. Ce surcroît d'emplois résulte donc indirectement de la pression exercée par la réduction du temps de travail.

Graphique 3 : production et productivité



Taux de croissance annuels moyens
Sources : DARES, INSEE

Cette évaluation rejoint le bilan dressé par le Ministère de l'emploi (2002) qui décomptait 412 000 engagements de créations ou préservations d'emplois au 27 février 2002. Elle le dépasse dans la mesure où elle prend en compte les effets indirects sur la création d'emplois. Plus important, nos 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 d'environ un million d'emplois. Si on 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). Mais ces résultats tranchent également avec les résultats obtenus à partir de maquettes théoriques d'inspiration néoclassique.

LE PESSIMISME THÉORIQUE

Depuis que le thème de la réduction du temps de travail a été remis en selle avec l'amendement Chamard de 1993, puis par la loi Robien de 1996, tout un courant de pensée dont les références peuvent être qualifiées de néoclassiques a multiplié les mises en garde quant aux effets pervers de la réduction du temps de travail. On peut distinguer deux vagues d'intervention : la première est celle des positions que l'on pourrait qualifier de préventives et qui se situent avant la généralisation des 35 heures ; la deuxième vague prend le relais et jette le doute sur la contribution des 35 heures aux créations d'emplois de la période récente.

De la réfutation théorique ...

Un premier point de départ, souvent cité, est l'article de Corneo de 1994 qui présente une synthèse des modèles théoriques disponibles et établit un lien entre le pessimisme affiché et l'idée d'un taux de chômage d'équilibre. Toute cette littérature est difficile à manier parce qu'elle fonctionne toujours en deux temps. Dans un premier temps, est présenté un modèle théorique très abstrait qui semble aller de soi et dont on discute les propriétés de manière difficilement accessible. Puis, dans un second temps, les implications de ce modèle sont exposées dans un langage parfaitement explicite. Il manque donc, constamment, un exposé simple du raisonnement sous-jacent que l'on pourrait pourtant exposer de manière aussi compréhensibles que les conclusions, à la manière de l'exercice décapant réalisé par Cordonnier (2001).

Ce résumé simplifié pourrait être le suivant : la réduction du temps de travail implique une augmentation du coût du travail et donc une baisse de la compétitivité qui fait à son tour baisser le niveau de production et donc l'emploi. La concurrence ramène de manière inexorable le taux de chômage à son niveau d'équilibre. Par conséquent une politique de réduction du temps de travail est, en dépit des bonnes intentions qui l'animent, une politique dangereuse pour l'emploi.

La synthèse qui fait référence sur cette position (d'Autume, Cahuc 1997) insiste en réalité sur le premier maillon de la chaîne, ce qui éclaire bien la manière dont ce débat est posé. Pour les néoclassiques, il va absolument de soi qu'une réduction du temps de travail non compensée par une baisse de salaire est incapable de créer durablement des emplois. C'est un corollaire du postulat de base selon lequel le salaire est la seule variable qui permet réellement de jouer sur le niveau d'emploi. Le programme de travail de ce courant ne porte pas sur ce point, il se situe plutôt en amont et porte sur deux propositions intermédiaires.

La première est établie en mobilisant des représentations très schématiques de la négociation : elle consiste à montrer qu'une réduction « autoritaire » du temps de travail débouchera selon toute vraisemblance sur une compensation salariale à peu près intégrale, et s'éloignera donc d'un vertueux « partage du travail ». Citons la conclusion de cette synthèse sur ce point : « Les modèles de négociation salariale permettent de comprendre pourquoi il n'y a pas un partage du travail grâce à une baisse de la durée du travail. L'insuffisante représentation des intérêts des chômeurs dans les négociations collectives, la forte préférence pour le revenu des travailleurs disposant d'un emploi, et les faibles gains de productivité associés à une telle mesure empêchent la partage du travail ». La seconde proposition consiste à montrer que les gains de productivité induits par la réduction du temps de travail seront insuffisants. D'où l'acuité de la controverse avec les travaux d'Askenazy qui introduisent dans un modèle microéconomique l'effet des gains de productivité induits qui ont toujours été, avec le degré de compensation salariale, la variable clé de toute simulation sur la RTT.

Au total, le discours du pessimisme théorique fonctionne de la manière suivante :

1. la négociation qui accompagne la réduction du temps de travail va déboucher sur des hausses de salaire horaire ;
2. les gains de productivité ne suffiront pas à les compenser, de telle sorte que le coût salarial unitaire va augmenter ;
3. cette hausse de coût exercera un effet défavorable sur l'emploi, par deux canaux : baisse du niveau de l'activité et accélération de la substitution capital-travail.

Le pessimisme théorique prétend s'opposer à l'optimisme des partisans de la réduction du temps de travail, qui raisonnaient à partir de règles de trois simpliste. En réalité, le modèle de base est lui aussi d'un simplisme redoutable, dès lors qu'on essaie de comprendre ce qui se cache derrière les équations mathématiques. On utilisera ici les calculs proposés par Pierre Cahuc (2000) comme autant d'estimations raisonnables du potentiel en emplois de la RTT. Le tableau ci-dessous résume les cas types proposés.

Tableau 4. Potentiel en emploi de la RTT selon ses modalités

	Scénario 1	Scénario 2	Scénario 3
Compensation salariale	aucune	totale	totale
Gains induits de productivité horaire	+50 %	aucun	+33 %
Durée d'utilisation des équipements	constante	baisse de 10 %	constante
Effet sur l'emploi d'une RTT de 10 %	+13 %	-17 %	-5%

Source : Cahuc (2000)

Ces résultats se déduisent d'une formule simple, fournie en annexe de l'article cité, et qui décrit le « comportement de demande de travail d'une entreprise en situation de concurrence parfaite, dont le stock de capital est donné ». Cette formule peut s'écrire :

$$n = \sigma g / (1-\alpha)$$

n est l'effet sur l'emploi d'une variation de la durée du travail

σ est l'élasticité de substitution entre capital et travail

g est le degré de compensation salariale

α est la part des salaires dans le coût total

Cahuc propose de prendre σ égal à 0,5 et α égal à 0,7. On obtient donc finalement $n = 1,666 g$. Le sens de cette formule peut être facilement explicité. Dans le cas où la compensation salariale est nulle (10 % de RTT font baisser de 10 % le salaire, $g=0$), la réduction du temps de travail laisse l'emploi inchangé. Dans le cas où la compensation salariale est totale (maintien du salaire, $g=1$), alors une réduction du temps de travail de 10 % fait baisser l'emploi de 16,66 % (arrondis à 17 % dans le scénario 2 du tableau).

Quelle est la signification profonde de cette règle de trois ? Tout se passe comme si la masse salariale était donnée : si la RTT fait monter le salaire, alors il faut baisser d'autant l'emploi. C'est possible, en raison de la substituabilité du capital au travail. Cette contrainte salariale est même renforcée dès que l'élasticité de substitution est supérieure à la part du capital dans le coût des facteurs. Les seuls éléments qui viennent compenser cette loi d'airain se trouvent dans une possibilité d'allongement de la durée d'utilisation des équipements et dans les gains de productivité induits. Or, toutes les modélisations annexes visent à montrer que ces effets compensatoires sont forcément accessoires.

On peut discuter ce schéma d'un point de vue théorique. Il est en effet critiquable sur deux points majeurs. En premier lieu, il ne prend pas en compte la demande et fait dépendre le niveau d'activité du prix d'offre, de telle sorte que toute augmentation du coût salarial unitaire le fait irrémédiablement baisser. Il est pourtant possible d'opposer au pessimisme classique un contre-modèle keynésien qui modifie radicalement les résultats des maquettes (Cordonnier, Van de Velde, 1999). En second lieu, le schéma retenu raisonne sur un temps très théorique, qui est soit celui de l'équilibre instantané, soit celui des maquettes de long terme où tout augmente au même taux. L'existence d'un taux de chômage d'équilibre constant à long terme n'est jamais démontré, il s'agit plutôt d'une condition d'écriture de la maquette (Husson 2000)

Mais ce qui nous intéresse ici, c'est la critique pratique, celle de la réalité observée qui montre que les points clés du scénario pessimiste ont été démentis par les faits. La chose est suffisamment rare pour être signalée : il y a eu un économiste, Blanchard, pour le reconnaître : « Au départ, le passage aux 35 heures paraissait à beaucoup, moi y compris, comme une réforme dangereuse, qui risquait d'augmenter les salaires horaires et, par implication, les coûts des entreprises. Ceci ne

s'est pas produit. Jusqu'à maintenant, la modération salariale a permis de diminuer le temps de travail sans augmenter les coûts du travail. Quelques chiffres: depuis 1997, la productivité horaire a augmenté en moyenne de 1,8 % par an. La productivité par travailleur seulement de 1,2 %, la différence reflétant la diminution de la durée de travail. Et le salaire réel (ajusté pour l'inflation), de moins de 0,5 % par an » (Blanchard 2001).

L'une des raisons de cet état de choses résulte de la négociation originale qui a accompagné le passage aux 35 heures. La majorité des accords prévoient une compensation salariale intégrale, assortie d'un gel de la progression salariale sur quelques années. Si les théoriciens de la négociation ont été incapables d'anticiper – ni même de reconnaître *a posteriori* – cette configuration, c'est qu'ils restent enfermés dans des modèles marqués de manière indélébile par une logique d'équilibre statique. Les négociations sont décrites à partir d'une fonction d'utilité des syndicats qui exclut tout arbitrage intertemporel modulé. Dans le corset de cette modélisation mathématique, le temps historique des rapports sociaux est par définition absent et traité de manière formelle en distinguant deux temporalités : il y a le temps sans dimension de la maximisation instantanée, et le temps purement formel du long terme où tout augmente au même taux et où, donc, rien ne bouge. Il y a là une limite méthodologique incontournable qui est comparable à celle du taux de chômage d'équilibre. Dans un tel schéma, on ne peut penser une dérive prolongée des principales variables, alors que la réalité est à peu près exclusivement composée de tels mouvements.

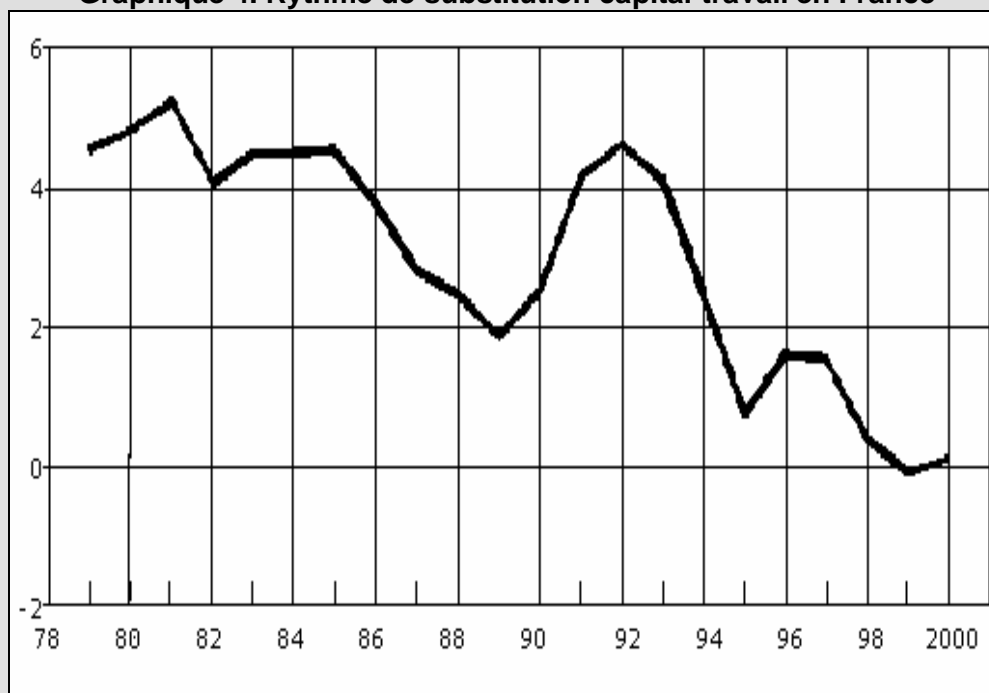
Le pessimisme classique se trouve alors confronté à une contradiction sans issue. Il devrait au moins y avoir accord pour dire que le coût salarial unitaire n'a pas pu à la fois augmenter et baisser. Pour expliquer que les 35 heures ont créé peu ou pas d'emplois, les tenants du pessimisme ont besoin de montrer que le coût salarial a effectivement augmenté et compensé l'effet direct qu'aurait pu avoir la baisse du temps de travail. Mais dans ce cas, ils ne peuvent imputer le supplément de créations d'emplois à une baisse du coût du travail liée aux allègements de charges. Si, au contraire, ils mettent en avant une baisse du coût du travail comme facteur de dynamisme de l'emploi, ils ne peuvent plus exclure la contribution propre de la réduction du temps de travail. Dans le premier cas, la source des créations d'emplois reste mystérieuses, puisqu'elles ne peuvent être expliquées ni par les baisses de charges ni par la réduction du temps de travail. Dans le second cas de figure, il n'est pas possible de trancher entre les deux logiques explicatives et d'exclure la contribution propre de la RTT.

... à la dénégation empirique

Indépendamment des schémas théoriques, diverses contributions cherchent à nier d'un point de vue empirique toute influence du passage aux 35 heures sur l'emploi. C'est par exemple le cas de l'étude de Rexecode annexée au rapport Rouilleault (2001). Ses auteurs résument ainsi leur thèse : « les nombreuses créations d'emploi des années récentes s'expliquent par la conjonction d'une tendance longue à l'enrichissement de la croissance en emploi (sous l'effet de la modération salariale notamment et des baisses de charge) et de la reprise de la croissance européenne depuis la fin 1996 » (Didier et Martinez 2001). Les éléments apportés en soutien de cette thèse ne sont guère convaincants. Le premier argument consiste à dire que l'enrichissement de la croissance en emplois est un phénomène répandu dans toute l'Europe, alors que l'expérience de RTT est une spécificité française. Mais le graphique livré à l'appui de cette thèse se borne à établir qu'on a créé beaucoup d'emplois dans plusieurs pays, ce que personne ne conteste. Un examen plus serré (Husson 2001) permet d'établir que seuls 4 pays européens (sur les 19 étudiés) fait apparaître des créations d'emplois exceptionnellement nombreuses par rapport à la croissance observée : la France, l'Espagne, l'Italie et la Finlande. Dans ces trois derniers pays, on observe un phénomène de rattrapage de l'emploi, après un recul particulièrement marqué dans la phase précédente. Le cas français demeure donc à bien des égards exceptionnel.

Le second élément de démonstration est une équation économétrique décrivant l'évolution de l'emploi. La durée de travail y intervient, mais seulement de manière conjoncturelle ; autrement dit, seule une augmentation continue du rythme de réduction de la durée de travail pourrait créer des emplois de manière durable, de telle sorte que l'impact des 35 heures serait au bout du compte imperceptible. Cette modélisation est discutable. Il se trouve, pour commencer, que le coût salarial ne figure pas dans les variables explicatives de l'équation : les auteurs devraient logiquement en déduire que les effets des baisses de charges sont eux aussi « imperceptibles ». Par ailleurs, notre propre équation (encadré 1) montre que la durée du travail peut être introduite significativement et sans difficulté. Artus (2002) propose une équation économétrique similaire qui l'autorise à « estimer que la baisse de la durée du travail a eu comme effet, sur la période 1999-2001 d'accroître l'emploi de 3 points environ » soit de 400 000 emplois compte tenu du champ. Les économistes de Rexecode choisissent quant à eux d'expliquer le taux de croissance de l'emploi par la variation du taux de croissance de la durée du travail. Cette formulation *ad hoc* s'écarte de tous les modèles théoriques et se distingue aussi des études cherchant à distinguer durée et effectifs, qui comparent toujours le taux de croissance de ces deux grandeurs (L'Horty et Rault 1997). Enfin ce choix n'est même pas légitimé empiriquement puisque la durée du travail n'intervient pas de manière significative : le coefficient t de Student est voisin de 1, autrement dit très inférieur à 2, seuil pratique de significativité. Dans la version de leur étude annexée au rapport Rouilleault (2001) les économistes de Rexecode font de surcroît figurer un graphique illustrant clairement le ralentissement de la substitution capital-travail sur les deux dernières décennies (graphique 4). On n'y voit apparaître aucune inflexion par rapport à cette tendance que l'on pourrait imputer à un renchérissement récent du coût du travail

Graphique 4. Rythme de substitution capital-travail en France



Source : contribution Rexecode à Rouilleault (2001)

Comme on vient de le voir, Artus (2002) reconnaît la réalité des créations d'emplois. Mais il déplace les raisons du pessimisme vers les années à venir. En particulier, il impute à la RTT une baisse de la rentabilité des entreprises, qui pèserait sur la progression future de l'investissement. Mais ceci ne correspond pas non plus à la réalité. La part des salaires a certes légèrement progressé sur la période récente mais le taux de marge se maintient dans une bande de

progression très étroite. Si par ailleurs le taux d'autofinancement des entreprises a effectivement baissé, ce n'est pas en raison d'une dégradation du partage primaire de la valeur ajoutée au détriment du profit. Le mouvement s'explique de deux manières : on observe en premier lieu une reprise cyclique du taux d'investissement qui est normale en haute conjoncture et qui n'infléchit pas nettement une tendance de moyen terme à la baisse ; mais l'inflexion la plus nette vient d'une augmentation des revenus financiers distribués (tableau 5 et graphique 5). Les dividendes distribués par les sociétés ont ainsi augmenté de 26 % en 2000 et de 16 % sur les trois premiers trimestres de 2001. Il n'est donc pas très convaincant de vouloir attribuer à la RTT une baisse de la capacité d'autofinancement des entreprises, très largement imputable à la distribution de revenus financiers supplémentaires.

Tableau 5. Ratios des sociétés non financières

	1997	2001
Part salariale (SAL/VA)	63,7	64,1
Taux de marge (EBE/VA)	32,2	32,4
Taux d'investissement (FBCF/VA)	18,4	18,5
Taux d'épargne (EP/VA)	16,9	14,7
Taux d'autofinancement (EP/FBCF)	97,4	77,0
Part financière (FIN/VA)	11,4	13,1

Source : INSEE

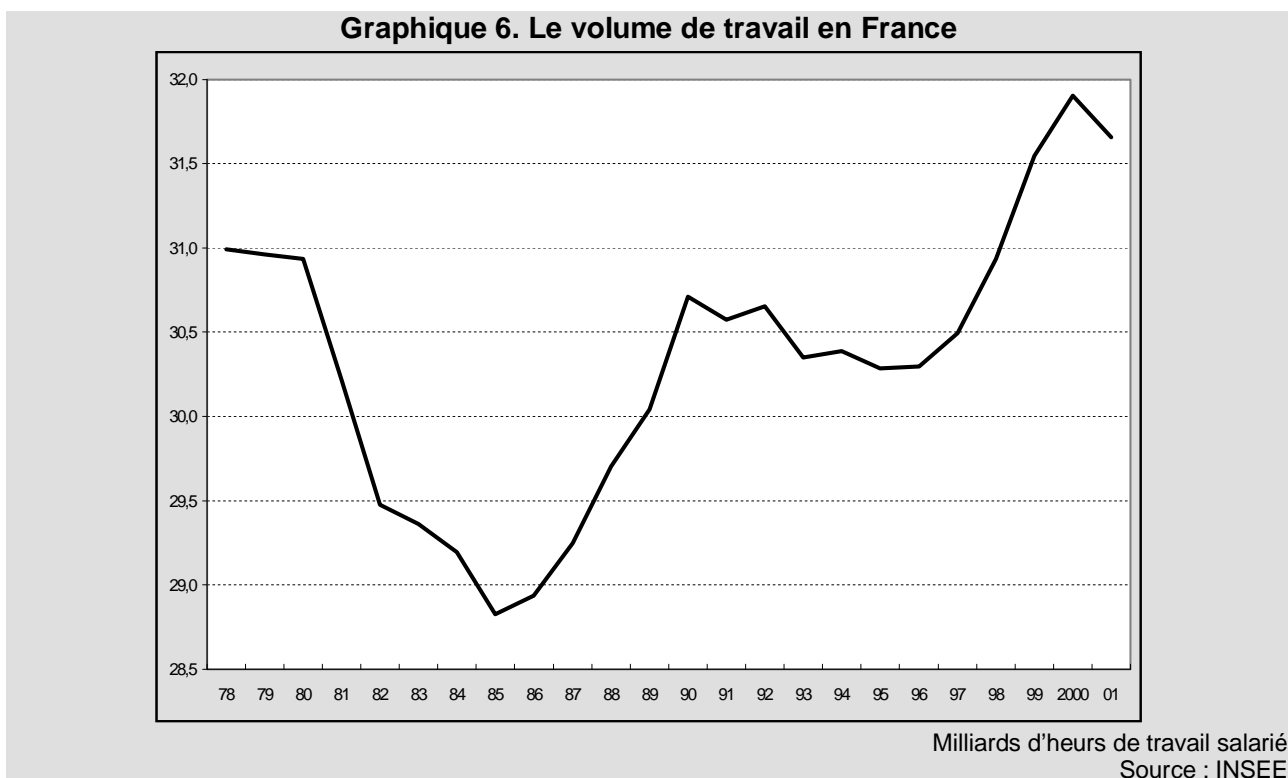
EBE excédent brut d'exploitation
 EP épargne des entreprises
 FBCF formation brute de capital fixe
 FIN revenus financiers nets distribués
 SAL charges salariales
 VA valeur ajoutée

Graphique 5. Ratios des sociétés non financières



Source : INSEE

Un autre argument a été avancé par le patronat, consistant à dire que la réduction de la durée du travail se traduirait par une baisse du nombre global d'heures travaillées. Kessler et Trainar (2001) ont été jusqu'à proposer une évaluation selon laquelle la RTT aurait conduit à une baisse de 2,5 points de la capacité productive de l'économie ainsi mesurée. Le graphique 6 ci-dessous fait aisément justice de cette affirmation. On voit que le volume de travail, à savoir le nombre annuel total d'heures de travail salarié, a progressé de plus d'un milliard d'heures depuis l'introduction des 35 heures, et se situe au niveau le plus élevé des deux dernières décennies.



L'INSEE ET LES BAISSSES DE CHARGES

Une étude récente (Crépon et Desplatz 2002) est en train de devenir une référence supposée incontestable depuis sa publication dans la revue de l'INSEE. Alors qu'elle n'était qu'un document de travail (Crépon et Desplatz 2001), elle avait déjà été saluée par Jean Pisani-Ferry dans son dernier ouvrage (2001) : « 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 ». Cette étude évalue à 460 000 le nombre d'emplois créés ou sauvegardés entre 1994 et 1997 grâce aux mesures d'allègement de charges. Il n'est donc pas surprenant qu'une telle évaluation ait été récemment mobilisée dans la campagne présidentielle par Jacques Chirac, dans son discours de Saint-Cyr-sur-Loire où il présentait ses grandes options économiques.

L'étude porte sur un impressionnant panel de 87 720 entreprises, qui emploient 3 772 941 salariés. Ces entreprises sont suivies entre 1994 et 1997, à partir de deux sources statistiques : les DADS (Déclaration annuelle de données sociales) et les BRN (bénéfices réels normaux). 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. 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 6). 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.

Tableau 6. 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, Desplat 2001

Ces résultats conduisent, sans transition aucune, à 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, et il ne faut pas s'étonner si cette étude a déjà suscité plusieurs réactions critiques (Sterdyniak 2002, Coutrot 2002, Cette et Gubian 2002). Nous développons ici une première contribution (Husson 2002b) à une discussion d'autant plus nécessaire qu'il s'agit de la première étude fondée sur une estimation *ex post*, qui n'introduit donc pas par avance (*ex ante*) le lien salaire-emploi qu'il s'agit précisément d'identifier. L'effet du coût du travail sur l'emploi est en effet difficile à mettre en lumière empiriquement. Hormis les maquettes théoriques, les principales références utilisent 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 facilement étendus à l'ensemble de l'économie.

Personne ne conteste qu'une entreprise va perdre ou gagner des parts de marché chaque fois que son prix augmente ou baisse par rapport à celui de ses concurrents. On peut mesurer cet impact et trouver par exemple qu'une baisse de 10 % du prix permet de gagner 6 % de part de marché. Cette évaluation est plus ou moins facile à réaliser mais ne pose pas de problèmes de méthode. Il en va tout autrement si on cherche à en inférer qu'une baisse de 10 % du prix de toutes les entreprises va conduire à une augmentation du PIB de 6 %. La croissance du PIB est en effet commandée par d'autres variables que les prix relatifs, et une telle déflation aurait bien des chances de provoquer une récession. Ce glissement entre des propriétés d'équilibre partiel et leur agrégation au niveau de l'équilibre général se fait rapidement, sans même que soit discernée l'existence d'un « sophisme de composition ». Un tel procédé est évidemment encore plus critiquable quand l'effet repéré sur données individuelles ne peut l'être au niveau global. Dans un registre similaire, l'effet des prix relatifs sur le commerce extérieur est très facile à repérer économétriquement, sur des données très agrégées. Le détour par les panels n'est donc pas nécessaire, et sert à affiner l'analyse en fonction des caractéristiques individuelles des entreprises. Dans le cas présent, les choses fonctionnent à l'envers : il faut braquer le microscope sur les données individuelles pour voir apparaître un effet des baisses de charges, invisible à l'œil nu, et pourtant considérable.

Paradoxalement, l'étude de Crépon et Desplatz ne confirme pas le discours habituel sur les baisses de charges. Le mécanisme généralement invoqué est en effet le suivant : la baisse du coût du travail va favoriser l'embauche par rapport à l'intensification en capital. Elle va donc permettre de créer plus d'emplois pour une croissance donnée, et on parle alors d'« enrichissement » de la croissance en emploi. Or, ce n'est pas ce que trouvent les auteurs de l'étude : la baisse du coût salarial exerce un effet similaire sur le volume de valeur ajoutée et sur l'emploi, de telle sorte que la productivité du travail reste à peu près inchangée, ne baissant que de 0,2 point dans chacun des grands secteurs. 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 créations d'emplois identifiées ne passent donc pas principalement par un enrichissement de la croissance en emplois mais par « le développement des débouchés liés aux baisses de prix, elles-mêmes permises par la réduction des coûts de production ».

Un si important effet des mouvements de prix est gênant, dans la mesure où les sources statistiques utilisées ne permettent pas d'opérer le partage volume-prix. Elles ne fournissent aucune indication directe sur les grandeurs en volume, comme la valeur ajoutée. La méthode décrite dans le document de travail ne peut permettre d'identifier de telles grandeurs : « 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 taille démesurée des effets rend peu plausible l'évaluation proposée : entre 1994 et 1997, les effectifs salariés ont augmenté de 360 000, alors que l'étude évalue à 460 000 les créations d'emploi découlant des baisses de charges. En l'absence de baisse de charges, 100 000 emplois auraient été détruits, et les effectifs auraient baissé de 0,2 % au lieu d'augmenter de 0,5 %. Cette baisse aurait découlé pour l'essentiel d'une moindre progression du PIB dont le taux de croissance moyen n'aurait été que de 0,9 % au lieu de 1,55 %, s'éloignant ainsi du comportement moyen en Europe (tableau 7). Tout se passe donc comme si les baisses de salaires avaient été le moteur unique de la croissance. Heureusement, l'économie française a connu des périodes de croissance économique assortie de progression des salaires, et elle en connaîtra d'autres, si toutefois on ne casse pas la demande sous prétexte de la doper.

Tableau 7. Effet simulé des baisses de charges

	France	UE12	France sans allègements
PIB	1,55	2,05	0,90
Emploi	0,50	0,50	- 0,20

Taux de croissance annuel moyen 1994-1997

Source : Sterdyniak (2002)

L'une des bizarreries statistiques de l'étude consiste à annoncer des créations d'emplois conséquentes à partir d'un échantillon d'entreprises qui n'en crée pratiquement aucun. Les auteurs se satisfont de constater que leur échantillon restitue « la baisse des effectifs dans

l'industrie et leur hausse dans le tertiaire » et se rassurent en déclarant que « de telles différences sont usuelles ». Il n'empêche : en 1994, les entreprises de l'échantillon emploient au total 3 772 941 personnes ; trois ans plus tard, elles n'en emploient guère plus : 3 776 286, soit une progression de 0,1 %, alors que l'emploi salarié total a augmenté quant à lui d'environ 2 %. On se trouve donc devant une situation particulièrement troublante, où les emplois effectivement créés sur la période l'ont été à peu près entièrement en dehors de l'échantillon utilisé pour établir qu'ils résultent exclusivement des baisses de charges.

La période étudiée est marquée par une forte croissance du temps partiel, qui passe de 14,8 à 16,8 % de l'emploi total entre 1994 et 1997. Si on raisonne en équivalent temps plein, l'augmentation du nombre d'emplois n'est plus de 360 000, mais de 174 000. Ainsi, plus de la moitié de la progression de l'emploi correspond à la montée du temps partiel, ce qui est considérable. Or, l'étude n'en dit pas un mot.

L'effet initial des baisses de charges est assez faible : calculé sur l'ensemble de l'échantillon, il conduit *ex ante* à une réduction du coût moyen du travail de 1,68 %. Mais les estimations conduisent à une amplification considérable de cette baisse initiale. 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. Ce phénomène n'est pas expliqué sinon par des effets de substitution entre travail qualifié et travail non qualifié. Certes, la part des non qualifiés, qui est d'environ 25 % dans l'emploi total passe à près de 50 % dans les emplois créés, mais ce déplacement ne permet absolument pas de comprendre une baisse aussi considérable du coût moyen du travail. 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'étude ne permet pas de comprendre pourquoi un effet tellement massif sur données individuelles d'entreprises (1 % de baisse du coût salarial créerait 1,85 % d'emplois supplémentaires) s'évapore littéralement quand on cherche à le repérer économétriquement sur des séries temporelles agrégées. Faute d'estimations directes, un consensus (déjà contestable) s'était établi chez la majorité des économistes autour d'une élasticité de 0,6 ; autrement dit, une baisse du coût salarial de 1 % devait entraîner une augmentation de 0,6 % des effectifs employés. Avec l'étude de l'INSEE, c'est exactement trois fois plus ! Il paraît difficile de fonder un débat sérieux de politique économique sur de telles exagérations sans se poser, au moins, la question du bouclage macro-économique. 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.

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).

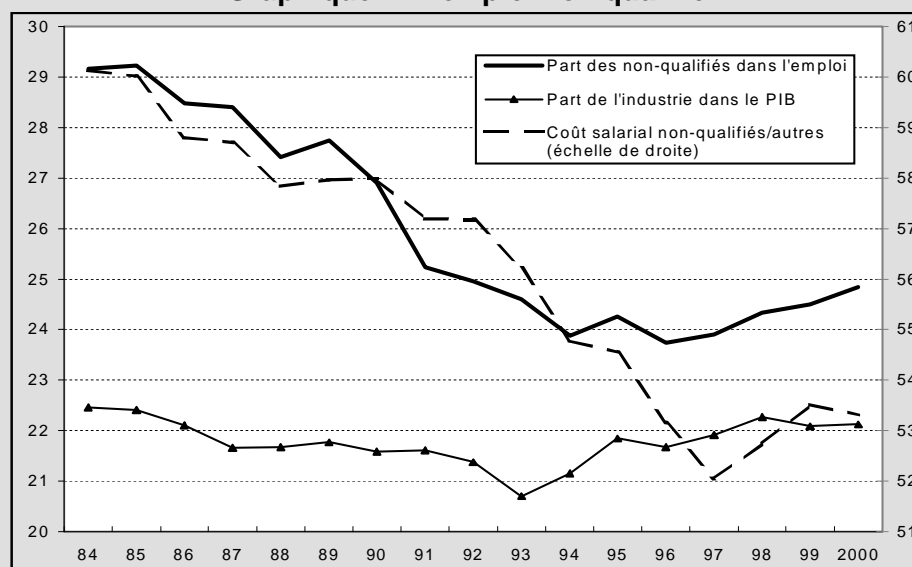
L'effet de ces mesures n'a pas donné lieu à une évaluation empirique convaincante. Les principaux travaux disponibles ont cherché à mesurer les effets théoriquement attendus à partir de maquettes formalisées (CSERC 1996, CGP 1997, Malinvaud 1998). Il s'agit donc d'évaluations *ex ante* qui sont donc exposées aux mêmes critiques que les études du même genre portant sur la baisse générale du coût moyen du travail. 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 en effet montré que la part des emplois non qualifiés, 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. Piketty établit également un lien explicite entre ce constat et le débat sur les baisses de charges. Dans une réplique à notre critique de Crépon et Desplatz, il affirme que « toutes les autres études et informations disponibles confirment que les baisses de charges ont joué un rôle significatif. Par exemple, on sait que la part de l'emploi non qualifié dans l'emploi total, qui était progressivement passé de 28 % en 1982 à 23 % en 1994, s'est subitement redressée à partir de cette date, pour atteindre 24 % en 2001. Sur cette base, on peut estimer le nombre d'emplois créés à environ 400 000 » (Piketty 2002).

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 7). 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.

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 8 ci-dessous.

Graphique 7. L'emploi non qualifié



Sources : INSEE, Gubian et Ponthieux (2000)

Tableau 8. 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 8). L'impact du coût du travail sur cette évolution ne peut être mis en lumière dans une équation pourtant dépouillée. L'impact des baisses de charges est décidément difficile à mettre en lumière, puisqu'il n'apparaît pas, même à travers les phénomènes de structures d'emploi,

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

$$nq = 0,427 nq_{-1} + 0,825 \text{ indu} - 0,627 t + 0,450 dq$$

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

1979-2000 $R^2=0,98$ Erreur standard=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)

t temps

dq taux de croissance du PIB

Graphique 8. 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

Cette étude de la contribution de la réduction du temps de travail aux créations d'emplois sur la période récente débouche sur deux conclusions fortes. La plus importante conduit à évaluer à 500 000 emplois supplémentaires l'impact de la RTT entre 1997 et 2001. Nous parvenons à ce résultat en comparant, selon trois méthodes différentes, l'évolution constatée de l'emploi et celle qui aurait été enregistrée en absence de toute réduction du temps de travail.

Cette évaluation, raisonnablement optimiste, est compatible avec les calibrages des modèles macroéconomiques, compte tenu des modalités concrètes et du champ d'application de l'expérience française de passage aux 35 heures. Elle aussi tranche avec le pessimisme des maquettes théoriques et d'autres évaluations empiriques. C'est la preuve que ces maquettes n'offrent qu'une représentation tronquée et imparfaite de la réalité, et c'est pourquoi elles ont pu être invalidées de manière aussi nette et rapide par les évolutions observées. Les études plus empiriques qui se montrent sceptiques quant aux bénéfices de la RTT reposent, comme on a cherché à le montrer, sur des approximations discutables, et viennent se heurter à une redoutable

contradiction. Pour expliquer pourquoi la RTT n'aurait pas créé d'emplois, les tenants du pessimisme évoquent l'augmentation du coût salarial ; mais ils ne peuvent en même temps invoquer une baisse de ce coût salarial pour expliquer les créations d'emplois.

Le bilan relativement positif proposé ici n'est pas incompatible avec un diagnostic pessimiste sur les évolutions à venir. Si, en effet, c'est la conjonction de la reprise et de la réduction du temps de travail qui explique son impact positif sur l'emploi, alors tout retournement conjoncturel risque de remettre en cause la pérennité des emplois ainsi créés. On redécouvrirait alors le caractère insuffisamment contraignant des modalités du passage aux 35 heures. On prendrait également la mesure du changement progressif de la nature de la RTT, d'un dispositif de partage du travail à un système d'aides sans condition de création d'emplois. On risquerait alors de tester – négativement – l'impact supposé de ces baisses de charges sur l'emploi.

Références

Artus P. (2002), « Réduction de la durée du travail en France : une analyse simple des faits », *Flash CDC* n°2002-8

Askenazy P. (2000), « 35 Heures, incitations et flexibilité », *Revue d'Economie Politique*, vol.110(1).

Askenazy P. (2001a), « Réduction du temps de travail et innovations organisationnelles négociées », *Revue d'Economie Politique*, vol. 111(1)
première version http://www.cepremap.cnrs.fr/couv_orange/co0002.pdf

Askenazy P. (2001b), « RTT et innovations organisationnelles négociées : réponse à Antoine d'Autume », *Revue d'Economie Politique*, vol. 111 (5).

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. http://www.insee.fr/fr/ppp/doc_travail/docs_doc_travail/G9919.pdf

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.

d'Autume A. et Cahuc P. (1998a), « La réduction de la durée du travail : faut-il y croire ? », *Revue d'économie politique* 108 (1), janvier-février.

d'Autume A. et Cahuc P. (1998b), « La faille du projet des 35 heures », *Le Monde*, 10 mars 1998.

d'Autume A. (2000), « Réorganisation de la production et réduction de la durée du travail : une perspective macroéconomique », *Economie internationale*, n°83, 3ème trimestre.

Blanchard O. (2001), « Pas de panique », *Libération*, 30 avril.

Cahuc P. et Granier P. (1997), *La réduction du temps de travail, une solution pour l'emploi ?*, Economica 1997.

Cahuc P. et d'Autume A. (1997), « Réduction du temps de travail et emploi : une synthèse », dans Cahuc P. et Granier P. (1997).

Cahuc P. (2000), « L'expérience française de réduction du temps de travail : moins d'emplois et plus d'inégalités », *Revue française d'économie*, n°3/2000.

Cette G. et Gubian A. (2002), « Le mauvais calcul de l'Insee », *Les Echos*, 3 avril.
<http://hussonet.free.fr/crepgub.pdf>

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.

Cordonnier L. (2001), *Pas de pitié pour les gueux*, Editions Liber/Raisons d'Agir.

Cordonnier L. et Van de Velde F. (1999), La réduction du temps de travail : un point de vue keynésien, dans Cordonnier L. et Vaneecloo N. (1999).

Cordonnier L. et Vaneecloo N. (1999), *La réduction du temps de travail. L'espace des possibles*, numéro spécial des *Cahiers lillois d'économie et de sociologie*, L'Harmattan.

- Corneo G. (1994), « La réduction du temps de travail dans les modèles de chômage d'équilibre : une revue de la littérature », *Economie et prévision*, n°115, 1994-4.
- Coutrot T. (2002), « L'Insee doit réapprendre à douter » *Le Monde*, 3 avril.
<http://hussonet.free.fr/creptc.pdf>
- 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
http://www.insee.fr/fr/ppp/doc_travail/docs_doc_travail/G2001-10.pdf
- Crépon B. et Desplatz R. (2002) « Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires », *Economie et statistique* n°348, 2001-8
http://www.insee.fr/fr/ffc/docs_ffc/ES348A1.pdf
- 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.
- Dayan J.-L. (2001), *35 heures, des ambitions aux réalités*, La Découverte.
- Decressin J. et alii (2001), « Selected Euro-Area Countries: Rules-Based Fiscal Policy and Job-Rich Growth in France, Germany, Italy, and Spain », FMI, *Country Report* N°01/203
<http://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2001/cr01203.pdf>
- Didier M. et Martinez M. (2001), « Réduction du temps de travail et emploi. Que peut-on dire après dix-huit mois ? » *Rexecode*, 3ème trimestre 2001.
- Erbas S.N. et Sayers C.L. (1999), Can a Shorter Workweek Induce Higher Employment ? Mandatory Reductions in the Workweek and Employment Subsidies », *IMF working paper* n°99/144, octobre. <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/1999/wp99144.pdf>
- Fitoussi J.-P. et Heyer E. (2000), « Les trente-cinq heures », *Economie internationale* n°83.
- Gianella C. (1999) *Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût*, Document de travail INSEE G9912bis
- Goux D. et Maurin E. (1997), « Le déclin de la demande de travail non qualifié », *Revue économique*, vol.48, n°5, septembre, p. 1091-1114.
- Goux D. et 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. et 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.
<http://www.travail.gouv.fr/publications/picts/titres/titre1314/integral/2000.12-51.1.pdf>
- Heyer E. et Timbeau X. (2001), « 35 heures : où en sommes-nous ? », *Lettre de l'OFCE* n°206.
<http://www.ofce.sciences-po.fr/pdf/lettres/206.pdf>
- Husson M. (1998), « Règles de trois et règles de droit », *Le Monde diplomatique*, avril.
- Husson M. (1999), *Les ajustements de l'emploi. Pour une critique de l'économétrie bourgeoise*, Editions Page Deux, Lausanne, 1999. <http://hussonet.free.fr/ajuste.pdf>

- Husson M. (2000), « Pourquoi les taux de chômage diffèrent en Europe », *La Revue de l'IRES* n°32, 2000/1. <http://www.ires-fr.org/files/publicat/revue/r32/r32/chap2.pdf>
- Husson M. (2001), « La grande surprise de l'emploi », *La Revue de l'IRES* n° 36, 2001/2 <http://www.ires-fr.org/files/publicat/revue/r36/r363.pdf>
- Husson M. (2002a), « Une mini-controverse », <http://hussonet.free.fr/nietback.pdf>
- Husson M. (2002b), « L'INSEE dans la campagne », *Libération*, 19 mars. <http://hussonet.free.fr/creplibe.pdf>
- Kessler D. et Trainar P. (2001), « Les 35 heures et l'emploi. Illusions et effets pervers », *Commentaire* n° 92, hiver 2001.
- Le Boucher E. et Malingre V. (2002), *Une reprise sans emplois*, Le Monde, 1er Mars. <http://hussonet.free.fr/lebouche.pdf>
- Lerais F. (2001), « Une croissance plus riche en emplois », DARES, *Premières informations et premières synthèses*, février. <http://www.travail.gouv.fr/publications/picts/titres/titre1342/integral/2001.02-07.1.pdf>
- L'Horty Y. et Rault C. (2000), « Substituabilité des hommes aux heures et ralentissement de la productivité », CSERC, *Document de travail* n°97-05.
- 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. <http://www.ladocfrancaise.gouv.fr/BRP/984001443/0000.pdf>
- Ministère de l'Emploi (2002), Site « 35 heures » <http://www.35h.travail.gouv.fr/>
- OCDE (1994), *L'étude de l'OCDE sur l'emploi*.
- OCDE (2001), *Etude économique* sur la France, novembre.
- Piketty T. (2002), « Les baisses de charges en question », *Libération*, 25 mars. <http://hussonet.free.fr/crepik.pdf>
- Pisani-Ferry, J. (2000), *Plein emploi*, rapport du Conseil d'Analyse Economique, La Documentation française. <http://www.ladocfrancaise.gouv.fr/BRP/014000051/0000.pdf>
- Pisani-Ferry, J. (2001), *La bonne aventure. Le plein emploi, le marché, la gauche*, La Découverte, Prix du Livre d'Economie 2001.
- Rouilleault H. (2001), *Réduction du temps de travail : les enseignements de l'observation*, Commissariat Général du Plan, La Documentation française.
- Sterdyniak H. (2002), « Quelques remarques », *document OFCE*, à paraître. <http://hussonet.free.fr/crephs.pdf>
- UIMM (2002), « 35 heures, un coût démesuré pour de piètres résultats », *Actualité* n°211, janvier.