

# Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990 : l'impact des politiques d'emploi

Pierre-Olivier Beffy et Nathalie Fourcade\*

---

Au début des années 1990, la productivité du travail s'est infléchie en France. Le taux de croissance annuel de la productivité par salarié dans le secteur marchand non agricole a décliné de 2 % par an sur la période 1982-1992 à 0,7 % sur la période 1993-2002. Ce ralentissement s'est traduit par un enrichissement apparent de la croissance en emploi de 1 600 000 personnes entre 1993 et 2002, localisé essentiellement dans les secteurs des services. De nombreux travaux ont été menés sur ce sujet, sur données micro ou macroéconomiques, sans qu'aucun d'eux ne puisse prétendre rendre compte du phénomène de manière entièrement satisfaisante.

La baisse des gains de productivité du travail en France est analysée ici à partir de données macroéconomiques trimestrielles portant sur le secteur marchand non agricole. Une équation d'emploi est estimée en s'attachant aux déterminants de long terme. Plusieurs variables permettent de rendre compte de la baisse des gains de productivité : évolution de la durée du travail, coût du travail et coût relatif des facteurs de production – capital, travail qualifié et peu qualifié –, part dans l'emploi des travailleurs à temps partiel. Les équations sont estimées pour l'ensemble du secteur marchand non agricole, puis, de manière séparée, pour les branches manufacturière et non manufacturière, afin de prendre en compte la forte croissance de l'emploi dans les services.

La réduction de la durée travaillée et celle du coût relatif du travail peu qualifié par rapport au travail qualifié ont contribué à la baisse des gains de productivité du travail. Ils se sont vraisemblablement accompagnés d'un ralentissement de la productivité tendancielle.

---

*\* Pierre-Olivier Beffy appartient à l'OCDE et Nathalie Fourcade à la Direction Générale du Trésor et de la Politique Économique (DGTPÉ). Au moment de la rédaction de cet article, les auteurs faisaient partie de la division Croissance et politiques macroéconomiques de l'Insee. Cet article n'engage que ses auteurs : il ne reflète pas la position de l'Insee, de l'OCDE ou de la DGTPÉ.*

*Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.*

*Les auteurs remercient Hélène Baron et Ronan Mahieu qui ont participé à une version antérieure de cet article, Didier Blanchet, Nicolas Carnot, Benjamin Delozier, Eric Dubois, Stéphane Gregoir, Selma Mahfouz et Paul-Emmanuel Piel pour leur assistance et leurs commentaires, ainsi que les deux rapporteurs anonymes d'Économie et Statistique pour leurs précieuses remarques. Ils ont également bénéficié des réflexions du groupe de travail Dares-DPAE-Insee sur l'emploi. Les erreurs qui subsisteraient leur sont entièrement imputables.*

**A**u début des années 1990, la productivité du travail s'est infléchie en France. Le taux de croissance annuel de la productivité par salarié dans le secteur marchand non agricole (SMNA) est passé de 2 % par an sur la période 1982-1992 à 0,7 % par an sur la période 1993-2002 (1). Ce ralentissement s'est traduit par un enrichissement apparent de la croissance en emploi de 1 600 000 personnes entre 1993 et 2002, localisé essentiellement dans les secteurs des services (Lerais, 2001). De nombreux travaux ont été menés sur ce sujet, à partir de données micro ou macroéconomiques, sans qu'aucun ne puisse prétendre rendre compte du phénomène de manière entièrement satisfaisante. Si les études microéconomiques permettent de décrire cet infléchissement de manière fine, en tenant compte des comportements hétérogènes des firmes, des salariés et des secteurs, les études macroéconomiques ont un intérêt pratique : les équations d'emploi agrégées fournissent en effet des coefficients facilement interprétables, et s'insèrent aisément dans les modèles macroéconométriques utilisés par de nombreux organismes pour faire des prévisions. C'est cette seconde optique qui est adoptée ici.

Plusieurs études ont tenté d'introduire dans les équations d'emploi macroéconomiques des variables explicatives de la baisse des gains de productivité telles que la variation de la durée travaillée ou l'impact des mesures favorables à l'emploi. Duchêne, Forgeot et Jacquot (1997) et Gonzalez-Demichel, Ménard et Nauze-Fichet (2000) ne parviennent à rendre compte que partiellement du phénomène. L'Horty et Rault (2002), utilisant des données de la base 1980 des comptes trimestriels français, montrent que la prise en compte des heures travaillées et du coût du travail permet un ajustement satisfaisant, mais leur période d'étude (1976-1996) ne couvre qu'une partie de la période correspondant au ralentissement de la productivité du travail, et l'équation estimée jusqu'en 1992 sous-estime l'emploi dans les secteurs non industriels entre 1993 et 1996. Dans ces conditions, la plupart des équations d'emploi macroéconomiques (par exemple celle de l'emploi non manufacturier dans le modèle MÉSANGE élaboré par la Direction de la Prévision et de l'Analyse Économique et l'Insee) modélisent le ralentissement de la productivité sous la forme d'une rupture de la tendance exogène de la productivité de long terme du travail. Une telle spécification permet un ajustement satisfaisant de l'équation aux données sur le passé, mais ne fournit aucun élément explicatif sur la baisse des gains de productivité. Elle ne donne donc pas d'indication

sur la manière de prolonger la tendance exogène de la productivité du travail dans le futur. C'est en quoi elle pose problème en prévision.

Le ralentissement de la productivité du travail en France est étudié ici à partir de données macroéconomiques trimestrielles portant sur le secteur marchand non agricole. On estime une équation d'emploi en s'attachant aux déterminants de long terme. Plusieurs variables permettent de rendre compte de la baisse des gains de productivité : évolution de la durée du travail, coût du travail et coût relatif des facteurs de production (capital, travail qualifié et peu qualifié), part dans l'emploi des travailleurs à temps partiel. Les équations sont estimées pour l'ensemble du secteur marchand non agricole, et, de manière séparée, pour les branches manufacturière et non manufacturière, le ralentissement de la productivité du travail concernant essentiellement les services. La réduction de la durée travaillée et celle du coût relatif du travail peu qualifié ont contribué à la baisse des gains de productivité. Ils se sont vraisemblablement accompagnés d'un ralentissement de la productivité tendancielle.

## **Un cadre explicatif du ralentissement de la productivité du travail**

**L'**équation d'emploi utilisée dans cet article est une équation de demande de travail de la part des entreprises. Leur comportement résulte d'un programme d'optimisation classique dans les modèles macroéconométriques, décrit dans l'encadré 1. On suppose qu'il existe trois facteurs de production substituables : le capital, le travail non qualifié et le travail qualifié. Dans ce cadre, le volume d'emploi dépend du niveau d'activité, de la productivité tendancielle du travail, de sa durée, de son coût moyen, ainsi que du coût relatif du travail peu qualifié par rapport au travail qualifié.

### **Les variables retenues et le champ de l'étude**

Les graphiques montrant l'évolution des variables utilisées et qui ont valeur d'illustration générale sur la période sont regroupés annexe 3.

1. Le secteur marchand non agricole (SMNA) désigne les branches EB à EP selon la nomenclature NES. Le secteur manufacturier regroupe les branches EC à EF, soit les industries automobile, des biens de consommation, des biens d'équipement et intermédiaires. Le secteur non manufacturier contient les autres branches du champ EB-EP.

## Encadré 1

### UN MODÈLE POUR EXPLIQUER LA BAISSÉ DES GAINS DE PRODUCTIVITÉ DU TRAVAIL

On considère  $n$  firmes en concurrence monopolistique. Leurs fonctions de production sont identiques, de type CES, avec trois facteurs de production : capital, travail qualifié et travail peu qualifié. Les rendements d'échelle sont supposés constants.

Pour chaque entreprise  $i$ , la fonction de production s'écrit :

$$Y_i = [a_1 K_i^{1-1/\sigma} + a_2 (E_{q,i} L_{q,i} H_{q,i}^\alpha)^{1-1/\sigma} + (1-a_1-a_2) (E_{nq,i} L_{nq,i} H_{nq,i}^\alpha)^{1-1/\sigma}]^{\sigma/(\sigma-1)}$$

$Y$ ,  $K$ ,  $L_q$ ,  $L_{nq}$  représentent, respectivement, la valeur ajoutée, le stock de capital, l'emploi qualifié et peu qualifié mesurés en nombres d'équivalents temps-plein (ETP).

$H$  représente la durée moyenne du travail et  $\alpha$  mesure l'impact de la variation de cette durée sur la productivité du travail.

$a_1$  et  $a_2$  sont des coefficients positifs dont la somme est inférieure à 1.

$\sigma$  caractérise l'élasticité de substitution entre facteurs de production, supposée identique entre chaque facteur. On peut aussi supposer que le travail peu qualifié est plus substituable que le travail qualifié au capital, mais cela ne change pas la forme théorique de l'équation d'emploi finale.

Enfin,  $E$  représente le progrès technique associé aux deux types de travail (cette productivité de long terme des heures travaillées est encore appelée efficacité du travail).

Les fonctions de production agrégées permettent trois spécifications différentes pour le progrès technique : celui-ci peut être neutre au sens de Harrod, de Hicks ou de Solow. Ici, le progrès technique est neutre au sens de Harrod, c'est-à-dire qu'il améliore l'efficacité du travail. Il s'agit d'une hypothèse habituelle, notamment dans le cadre des théories de la croissance. En effet, la neutralité au sens de Hicks, qui suppose que le progrès technique améliore de la même manière l'efficacité productive du capital et du travail, implique une intensité capitaliste constante. Or, on observe plutôt une augmentation de l'intensité capitaliste au cours du processus de croissance. La neutralité au sens de Solow indique qu'à capital donné, l'efficacité du travail ne change pas : elle est très rarement utilisée.

La demande adressée à chaque entreprise s'écrit :

$$Y_i = \frac{Y}{n} \left( \frac{P_i}{P} \right)^{-\eta}$$

avec  $Y$  la production totale,  $n$  le nombre d'entreprises,  $P_i$  le prix de l'entreprise  $i$  et  $P$  le niveau général des prix.  $\eta$  est l'élasticité de substitution entre les différents biens pour le consommateur représentatif.

### Une équation d'emploi de long terme

À l'équilibre symétrique, la demande de travail agrégée est définie par la relation (le détail des calculs figure en annexe 1) :

$$L = Y \left\{ \frac{1}{E_q H_q^\alpha} \left[ \frac{a_2 E_q H_q^\alpha P}{W_q} \left( 1 - \frac{1}{\eta} \right) \right]^\sigma + \frac{1}{E_{nq} H_{nq}^\alpha} \left[ \frac{(1-a_1-a_2) E_{nq} H_{nq}^\alpha P}{W_{nq}} \left( 1 - \frac{1}{\eta} \right) \right]^\sigma \right\}$$

avec  $W_q$  et  $W_{nq}$  le coût horaire du travail qualifié et peu qualifié par équivalent temps-plein. On peut remarquer que le coût relatif du travail par rapport au capital n'intervient pas dans la solution du problème en concurrence monopolistique. La résolution complète du modèle permet néanmoins de faire apparaître une frontière des prix des facteurs. Le prix de valeur ajoutée constitue le nominal. C'est à travers la détermination de ce prix que le coût du capital a un impact sur la demande de travail. Pour obtenir un coût relatif du travail par rapport au capital dans la demande de travail, il est possible de calculer un équilibre à prix fixe : dans ce cas, la minimisation des coûts à fonction de production donnée entraîne la prise en compte d'un des coûts des facteurs comme nominal. Un tel type d'équilibre semble toutefois moins réaliste.

Par la suite, on écrit en minuscule le logarithme des variables utilisées.

La log-linéarisation de cette relation par rapport à un sentier de croissance équilibrée conduit à la demande de long terme de travail suivante :

$$l = y - (1-\sigma)e - \alpha(1-\sigma)h - \sigma(w-p) - \theta(w_{nq} - w_q) + cte \quad (1)$$

où  $w$  et  $e$  représentent le logarithme du coût horaire moyen du travail et de l'efficacité moyenne.  $\theta$  est une constante définie par les différents paramètres du modèle. Elle est positive si le coût du travail qualifié est supérieur à celui du travail peu qualifié sur le sentier de croissance équilibrée, ce qui paraît une hypothèse logique.

### Durée du travail, coût du travail et productivité du travail

De manière équivalente, l'équation (1) s'écrit sous la forme d'une équation de productivité :

$$y - l = (1-\sigma)e + \alpha(1-\sigma)h + \sigma(w-p) + \theta(w_{nq} - w_q) - cte$$

Ainsi, les variables pertinentes pour l'étude du ralentissement de la productivité du travail sont, outre la tendance exogène, la durée du travail, le coût moyen du travail, ainsi que le coût relatif du travail peu qualifié par rapport au travail qualifié. →

L'analyse porte sur l'ensemble du secteur marchand non agricole. En effet, si une approche désagrégée par branche permettrait de prendre en compte le fait que le ralentissement de la productivité concerne principalement certaines branches des services, les données par branche de la comptabilité nationale apparaissent moins fiables que les données agrégées en raison des difficultés liées à la ventilation entre branches de variables telles que les consommations intermédiaires ou l'intérim (Gonzalez, 2002). C'est pourquoi on retient un faible niveau de désagrégation, et les commentaires portent sur le secteur marchand non agricole dans son ensemble. Sauf mention contraire, les variables utilisées peuvent être calculées pour l'ensemble du secteur marchand non agricole, ou seulement sur les branches manufacturière et non manufacturière. Pour le volume et le prix de la valeur ajoutée, ainsi que pour l'emploi et les salaires toutes qualifications confondues, les variables utilisées sont celles des comptes nationaux trimestriels publiés en juin 2003 selon le Système européen des comptes (SEC 95).

### Une mesure de l'emploi en équivalents temps-plein...

L'emploi est mesuré en nombre d'équivalents temps-plein (ETP), de manière à prendre en compte le développement du temps partiel. Les données de la comptabilité nationale ne permettent pas d'isoler la valeur ajoutée des entreprises individuelles de celle des sociétés pour le secteur marchand non agricole. On retient donc

comme mesure de la valeur ajoutée celle de l'ensemble de ces agents. Par souci de cohérence, le volume d'emploi inclut les travailleurs indépendants. La plupart des équations macroéconomiques mettent en regard la valeur ajoutée, y compris celle des entreprises individuelles, et les seuls effectifs salariés (c'est, par exemple, le cas des équations du modèle MÉSANGE). Cette approximation est susceptible d'introduire un biais à la baisse de la productivité apparente du travail, du fait de la tendance à la transformation d'emplois indépendants en emplois salariés depuis plusieurs décennies. En effet, l'emploi salarié croît plus vite que l'ensemble de l'emploi salarié et non salarié, l'écart entre les deux tendances semblant se creuser au début des années 1990 (cf. graphique B annexe 3).

Les évolutions de la productivité apparente du travail résultent de celles de la valeur ajoutée et de l'emploi. Son ralentissement au début des années 1990 concerne uniquement les branches non manufacturières (cf. graphique C annexe 3).

### ... et une durée du travail en durée hebdomadaire d'un temps complet

De manière cohérente avec une mesure du volume d'emploi en nombre d'équivalents temps-plein, la variable de durée du travail,  $H$ , représente la durée hebdomadaire d'un temps complet. On suppose qu'elle est identique pour les qualifiés et les peu qualifiés, et pour les salariés et les travailleurs indépendants. Ici on utilise une série construite à partir de plusieurs

#### Encadré 1 (suite)

L'impact des variations de la durée travaillée sur la productivité du travail dépend du paramètre  $\alpha$ , dont on peut raisonnablement penser qu'il est compris dans l'intervalle  $[0, 1]$ . On peut en effet supposer que la productivité du travail dépend positivement de sa durée. Si  $\alpha = 1$  la productivité horaire est indépendante de la durée, et les baisses de cette dernière se répercutent totalement en baisse de la productivité totale. Si  $\alpha = 0$  la durée travaillée n'a pas d'impact sur la productivité totale : les variations de la durée sont entièrement compensées par celles de la productivité horaire. Dans le cas où  $\alpha$  est strictement positif, la réduction de la durée du temps plein, en particulier en lien avec la réduction du temps de travail (RTT), peut être un élément d'explication de la baisse des gains de productivité par équivalent temps-plein.

La productivité du travail dépend positivement du coût relatif du travail peu qualifié par rapport au travail qualifié. Les travailleurs peu qualifiés sont, en effet, suppo-

sés moins productifs que les qualifiés. Lorsque leur coût relatif diminue, le travail peu qualifié se substitue au travail qualifié, ce qui se traduit par une baisse de la productivité du travail agrégée. Les différentes mesures mises en œuvre depuis 1992 afin de réduire le coût du travail peu qualifié ont ainsi pu contribuer au ralentissement de la productivité du travail (cf. annexe 2). La rupture, remarquable au cours des années 1990, de la tendance baissière de la part de l'emploi peu qualifié dans l'emploi total semble militer en faveur de cet argument. Une modélisation alternative consisterait à imbriquer deux fonctions CES afin de rendre le travail qualifié plus complémentaire que le travail peu qualifié au capital. Au niveau d'approximation auquel on se place, cela ne change rien à la forme de l'équation d'emploi utilisée.

Enfin, une partie de la baisse des gains de productivité peut provenir d'un infléchissement des gains tendanciels – ici exogènes – de productivité du travail.

enquêtes de la Dares, dont l'enquête trimestrielle *Acemo* (2) portant sur les entreprises de plus de 10 salariés, et une enquête annuelle sur les entreprises de moins de 10 salariés. Une troisième enquête de la Dares permet de tenir compte de la modification des règles de décompte des heures travaillées – prise en compte des temps de pause par exemple – lors du passage aux 35 heures.

Cette série ne remonte que jusqu'en 1993. Dans un premier temps, elle a été réropolée sur la base de la seule série *Acemo* limitée aux entreprises de plus de 10 salariés, sans correction de champ. Sur cette période, la série est relativement plate, la seule variation de durée étant celle liée au passage à 39 heures en 1983 et au début 1984, sans impact économétrique significatif. Pour les résultats qui suivent, on a finalement retenu la solution la plus simple consistant à considérer la durée du travail fixe avant 1996, date du début du processus de réduction du temps de travail. Plus précisément, comme on travaille en écart à la durée de 1996, cela consiste à retenir une série *H* nulle avant cette date, et égale à l'écart à la durée de 1996 après cette date.

### Un indicateur du coût relatif de l'emploi non qualifié

Le coût du Smic constitue un indicateur possible du coût de l'emploi peu qualifié, mais cet indicateur est imparfait : d'une part, tous les emplois peu qualifiés ne sont pas rémunérés au Smic ; d'autre part, le montant maximum de salaire ouvrant droit à des allègements de charges a considérablement varié au cours de la période de montée en puissance des allègements sur les bas salaires. L'incidence de ces allègements est donc plutôt évaluée en repartant d'une distribution complète des niveaux de salaire superbrut (3). La distribution de référence est donnée par les Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS) de l'année 1996, qui correspond à peu près au milieu de la période sur laquelle les allègements de charges ont pu avoir un rôle significatif, c'est-à-dire à partir de 1993 (4). C'est à cette distribution que sont appliquées les évolutions des salaires et des barèmes de charges pour construire un indicateur trimestriel de coût relatif de l'emploi non qualifié, qui tient compte des cotisations employeur et employé.

Cet indicateur appelle plusieurs précautions. D'une part, il néglige les mesures spécifiques de

baisse de coût du travail – par exemple l'exonération de cotisations pour l'embauche d'un premier salarié – au motif, *a priori* raisonnable, que leur impact global est sans doute modeste : contrairement aux mesures générales, elles existent depuis longtemps et sont moins susceptibles d'expliquer un ralentissement de la productivité au cours des années 1990. D'autre part, on suppose que le taux de recours aux mesures générales – allègements sur les bas salaires et abattement pour temps partiel – est de 100 %. Cette hypothèse est particulièrement délicate s'agissant de l'abattement pour temps partiel dont plusieurs études indiquent que le taux de recours n'a jamais dépassé 50 % (Dares, 2004).

### Le coût du capital peut aussi être un déterminant de l'emploi

Outre les variables présentes explicitement dans l'équation (1) de l'encadré 1, on teste le pouvoir explicatif d'autres variables utilisées dans des études antérieures sur le ralentissement de la productivité du travail (cf. encadré 2). L'introduction de ces variables, non justifiée dans le cadre du modèle théorique retenu, permet cependant de vérifier sa pertinence.

L'une de ces variables est le coût nominal du capital. Il est calculé selon la formule de Jorgenson (5). Le coût réel du capital est obtenu en utilisant comme déflateur le prix de la valeur ajoutée du secteur marchand non agricole. Le graphique F en annexe 3 montre les évolutions du coût réel du capital et du coût relatif du capital par rapport au travail. Le coût du capital étant beaucoup plus variable que celui du travail, les évolutions de son coût relatif reflètent principalement ses propres évolutions (Dormont, 1997).

Cette variable pose d'importants problèmes de mesure : d'une part, les entreprises n'empruntent

2. Enquête sur l'Activité et les Conditions d'Emploi de la Main-d'Œuvre.

3. Le salaire superbrut représente le coût du travail pour l'employeur : il comprend les cotisations sociales employeur et employé.

4. Au sein du groupe des non-qualifiés, la part des plus bas salaires a augmenté au cours de la période d'allègements de charges. Ainsi, retenir la distribution de l'année 1993 reviendrait à surestimer le coût relatif des non-qualifiés sur toute la période, de même que retenir l'année 2000 reviendrait à le sous-estimer. On choisit le milieu de période afin d'obtenir la distribution la plus proche de la distribution moyenne.

5.  $C_k = p_i * r_{10a} + tdec - (p_i / p_{i,t} - 1) * 100$

$p_i$ ,  $tdec$  et  $r_{10a}$  représentent, respectivement, le déflateur de l'investissement des entreprises, le taux de déclasserement annuel et le taux d'intérêt nominal sur les obligations d'État à 10 ans. Ce coût est supposé le même pour les branches manufacturière et non manufacturière.

pas au taux sur les obligations d'État à 10 ans. En particulier, le coût du crédit peut être bien supérieur pour les petites entreprises. D'autre part, l'évolution du prix des biens d'investissement peut être mal mesurée, en raison d'un effet qualité dans les secteurs où le progrès technique est rapide (principalement les nouvelles technologies de l'information et de la communication).

Il est resté à un niveau élevé au cours des années 1980, et a connu une baisse régulière à partir du début des années 1990. Le coût du capital apparaît comme un déterminant de l'emploi dans le cas d'un équilibre à prix fixes et son signe est alors positif. Dès lors, loin d'expliquer le ralentissement de la productivité, la baisse du coût du capital au cours des années 1990 peut, sous cer-

taines conditions, avoir entraîné une substitution de capital au travail, et donc une augmentation des gains de productivité apparente du travail.

### Tenir compte de la quotité des temps partiels ?

Le taux de temps partiel est défini par :  $txpart = (L_1 - L_7)/L_1$  où  $L_1$  et  $L_7$  représentent respectivement l'emploi par tête et par équivalent temps-plein (ces variables figurent dans les comptes nationaux trimestriels). Cette mesure diffère de l'indicateur usuel qui rapporte le nombre de salariés à temps partiel au nombre total de salariés. Elle est plus précise que ce dernier, puisqu'elle tient compte impli-

#### Encadré 2

### L'APPROCHE MACROÉCONOMIQUE DE LA BAISSÉ DES GAINS DE PRODUCTIVITÉ DU TRAVAIL

L'équation (1) dans l'encadré 1 a été estimée, sous une forme plus ou moins restrictive, dans le cadre de plusieurs études, sans qu'aucune n'arrive à circonscrire de manière satisfaisante le phénomène de ralentissement de la productivité du travail.

Ainsi Duchêne, Forgeot et Jacquot (1997) montrent qu'il est difficile d'expliquer la totalité des créations d'emplois entre 1993 et 1995. On peut supposer que leur période d'estimation (1975-1993), trop courte, ne leur permet pas d'isoler la composante cyclique du ralentissement de la productivité au cours de ces deux années. L'Horty et Rault (2002) sont confrontés aux mêmes difficultés, puisqu'ils utilisent des données de la base 1980 des comptes trimestriels sur la période 1976-1996. Par ailleurs, leur équation estimée jusqu'en 1992 sous-estime l'emploi dans les secteurs non industriels entre 1993 et 1996. Gonzalez-Demichel, Ménard et Nauze-Fichet (2000) parviennent à un ajustement statistique satisfaisant, mais leur modélisation repose principalement sur une rupture exogène de la productivité du travail, de même que Lerais (2001).

La baisse de la durée du travail dans les années 1990 est prise en compte dans certains de ces travaux macroéconomiques. Duchêne, Forgeot et Jacquot (1997) estiment une équation d'emploi où le volume de travail est mesuré en nombre de salariés et les heures travaillées (1) apparaissent comme variable explicative. Dans le cas où le coefficient des heures est contraint à 1 en valeur absolue, la variable modélisée est le volume horaire d'emploi. L'estimation de ce coefficient dans une seconde étape fournit un coefficient non significatif. L'Horty et Rault (2002) adoptent la même démarche et obtiennent une élasticité des effectifs occupés à la durée beaucoup plus forte dans les secteurs non industriels, et surtout industriels, qu'au niveau agrégé. Dans ces deux études, la période

retenue ne permet pas de prendre en compte l'impact de la RTT. Enfin, Lerais (2001) choisit de contraindre à 1 le coefficient des heures travaillées.

Introduire une rupture dans la tendance de long terme de la productivité du travail permet de capter, de manière purement statistique, la baisse des gains de productivité au cours des années 1990. Celle-ci peut alors s'interpréter comme le résultat d'un ralentissement exogène du progrès technique. Lerais (2001) utilise pour cela une tendance linéaire de la productivité du travail. Le taux de croissance de la productivité du travail décroît continûment. Une telle équation ne peut donc être utile qu'à court terme, car elle implique un taux de croissance de la productivité du travail nul à long terme. Gonzalez-Demichel, Ménard et Nauze-Fichet (2000) utilisent une tendance coudée de la productivité de long terme du travail, son taux de croissance étant inférieur dans les années 1990 par rapport aux années 1980. Duchêne, Forgeot et Jacquot (1997) recourent à ces deux modélisations. Si elles permettent un ajustement satisfaisant de l'équation aux données sur le passé, ces spécifications ne fournissent aucun élément explicatif pour le ralentissement de la productivité, et ne donnent donc aucune indication sur la manière de prolonger la tendance exogène de la productivité du travail dans le futur. C'est pourquoi elles posent problème en prévision.

Duchêne, Forgeot et Jacquot (1997) ont tenté d'introduire des variables additionnelles expliquant la baisse des gains de productivité du travail : développement du temps partiel, évolution de la proportion de travailleurs qualifiés par rapport aux travailleurs peu qualifiés. On reprend ici cette démarche à l'aide des variables décrites *supra*.

1. Dans ce cas, la durée horaire prend également en compte le développement du temps partiel.

citement de la quotité moyenne des temps partiels qui évolue dans le temps. Introduire ce taux de temps partiel comme facteur explicatif de la baisse des gains de productivité du travail dans une équation où l'emploi est déjà modélisé en nombre d'équivalents temps-plein, revient à supposer que les travailleurs à temps partiel ont une productivité horaire inférieure à celle des travailleurs à temps plein, ce qui semble vraisemblable dans la mesure où le travail à temps partiel concerne majoritairement des personnes peu qualifiées. Cette part peut être considérée comme une variable explicative du ralentissement de la productivité étant donné que son taux de croissance augmente brutalement à partir de 1992. Toutefois, cette part ne constitue qu'un maillon intermédiaire dans la chaîne causale qui relie les politiques économiques à l'emploi. Dès lors, une variable représentative des allègements de cotisations dispose d'un pouvoir explicatif plus satisfaisant.

### Les estimations permettent de retenir plusieurs facteurs explicatifs du ralentissement de la productivité du travail

Les évolutions de long terme de la productivité apparente du travail sont analysées en traitant les problèmes de cointégration car les variables de la régression ne sont pas stationnai-

res. Le modèle retenu permet de partir de l'*a priori* structurel de l'existence d'une seule relation de cointégration. Dans un premier temps, l'équation est estimée par la méthode de Stock et Watson (1993). Cette correction permet d'appliquer aux estimateurs des coefficients des variables explicatives les tests standard en économétrie : les statistiques de Student associées aux coefficients estimés suivent asymptotiquement une loi normale centrée réduite (cf. encadré 3). Dans un deuxième temps, on effectue des tests de stationnarité des résidus.

Pour des raisons de disponibilité des données, la période d'estimation commence au dernier trimestre de 1983, et se termine au quatrième trimestre de l'année 2000. Les résultats des estimations du long terme de l'équation pour le secteur marchand non agricole, manufacturier et non manufacturier, figurent dans le tableau 1. Comme indiqué précédemment, étant données les difficultés liées à la ventilation des agrégats macroéconomiques entre les branches, les estimations sur le champ le plus agrégé – le secteur marchand non agricole – semblent les plus fiables et feront l'objet des commentaires les plus développés. Les résultats pour les branches manufacturière et non manufacturière sont donnés à titre indicatif. De manière générale, on ne fait apparaître que les spécifications dont les fondements théoriques ont été explicités dans l'encadré 1 (équation (1)), et qui se sont avérées empiriquement les plus satisfaisantes. Les résultats relatifs aux

#### Encadré 3

#### LA MÉTHODE DE STOCK ET WATSON

Il s'agit d'une méthode permettant d'utiliser les statistiques de Student pour tester la significativité des coefficients d'une relation de cointégration. Soit  $(y_t, x_t)$  un vecteur de variables non stationnaires, cointégrées satisfaisant un système du type :  $y_t, x_t$

$$\begin{cases} y_t = \beta x_t + e_t \\ x_t = x_{t-1} + h_t \end{cases} \quad \text{avec } e_t \text{ et } h_t \text{ deux vecteurs résiduels corrélés.}$$

Dans ce cas, les variables explicatives de la première équation sont corrélées avec le terme d'erreur  $e_t$ . Les estimateurs des moindres carrés ordinaires de  $\beta$  sont convergents (du fait de la non-stationnarité des variables), mais les statistiques de Student ne suivent pas des lois standard. Afin de corriger la corrélation entre les régresseurs et le terme d'erreur, il est possible d'isoler paramétriquement la projection de  $e_t$  sur  $h_t$ . Cette projection peut être écrite sous la forme d'une somme pondérée infinie des variations au premier

ordre de  $x_t$  et correspond à l'histoire passée et future du processus  $x_t$ . Cette forme compliquée peut être approximée par un polynôme de dimension finie.

C'est la solution envisagée par Stock et Watson. Les auteurs suggèrent d'estimer le modèle suivant :

$$\begin{cases} y_t = \beta x_t + \sum_{i=-p}^{i=p} \alpha_i \Delta x_{t+i} + \tilde{e}_t \\ x_t = x_{t-1} + h_t \end{cases}$$

$\sum_{i=-p}^{i=p} \alpha_i \Delta x_{t+i}$  représente une approximation de la projection de  $e_t$  sur l'histoire passée et future de  $h_t$ . Le terme d'erreur  $\tilde{e}_t$  devient alors, en première approximation, non corrélé avec les régresseurs. Dans ce cadre, les statistiques de Student tendent à suivre les lois standard pour un entier  $p$  assez grand.

autres spécifications pour le secteur marchand non agricole figurent en annexe 4.

### L'élasticité de l'emploi au coût du travail et aux heures travaillées

Les variables de coût moyen et de coût relatif du travail ressortent de manière significative avec les signes attendus.

L'élasticité de l'emploi au coût du travail s'établit à une valeur comprise entre 17 % et 41 % selon les branches étudiées. Dans le cas d'une modélisation Cobb-Douglas (spécification retenue pour de nombreuses équations d'emploi), cette élasticité serait de 100 %. Dans le modèle NIGEM (6), l'élasticité est estimée sans *a priori* sur la forme de la fonction de production. Pour l'ensemble des pays, à l'exception de l'Espagne, l'élasticité est inférieure à 1 en valeur absolue. Les élasticité s'établissent, en moyenne, à 50 % pour les pays de l'OCDE. L'élasticité estimée ici est donc plutôt dans le bas de la fourchette d'estimation de ce paramètre.

L'élasticité de l'emploi au coût relatif des non-qualifiés est de - 37 %, - 44 % ou - 29 % selon qu'on considère l'ensemble du secteur marchand non agricole ou les branches manufacturière et non manufacturière. À partir du coefficient estimé pour la variable de coût relatif, on peut estimer que les allègements de charges sur les bas salaires auraient pu se traduire, entre 1992 et 2000, par la création ou la préservation d'environ 330 000 emplois en équivalent temps-plein dans le secteur marchand non agricole. Il s'agit là, évidemment, d'un effet toutes choses égales par ailleurs. Il incorpore aussi les effets des allègements de charges réalisés dans le cadre de la RTT.

L'élasticité estimée de la productivité par équivalent temps-plein au nombre d'heures hebdomadaires travaillées est d'environ 50 % dans le secteur marchand non agricole. Compte tenu de la valeur estimée pour  $\sigma$ , cela implique une valeur d'environ 0,7 pour le coefficient  $\alpha$ . Sur la période où la durée a effectivement baissé, une baisse de 10 % du temps de travail hebdomadaire se serait ainsi traduite par une baisse d'environ 7 % de la productivité du travail par équivalent temps-plein et donc une hausse de 3 % de la productivité horaire. Cet ordre de grandeur s'avère cohérent avec ceux qui ont été fréquemment retenus dans les exercices d'évaluation des effets de la RTT. Il signifie que, à output et coûts de production unitaires constants, une RTT de 1 point doit se traduire par 0,7 point de créations d'emplois, mais il s'agit là encore d'un raisonnement toutes choses égales par ailleurs, qui ne suffit pas à chiffrer les conséquences réelles de cette RTT.

Pour la branche manufacturière, le coefficient associé aux heures n'est pas significatif, et le test de nullité du coefficient  $\alpha$ , avec  $\alpha \in [0, 1]$  (7), est accepté. Ainsi, la réduction du nombre d'heures travaillées aurait été, dans cette branche, entièrement compensée par les gains de productivité horaire. Cette situation peut être liée à des possibilités plus importantes de réorganisation de la production. Elle peut être aussi la conséquence de l'exposition plus importante à la concurrence de la branche manufacturière, induisant une pression plus forte sur la compétitivité-coût des entreprises.

6. Le modèle NIGEM est élaboré par le National Institute for Economic and Social Research (NIESR).

7. Cette contrainte implique que, toutes choses égales par ailleurs, et en particulier à stock de capital et volume d'emploi par équivalents temps-plein fixés, l'impact de la RTT sur la productivité du travail par équivalent temps-plein est négatif ou nul, alors que son impact sur la productivité horaire est positif.

Tableau 1  
Estimations de la relation de long terme de l'équation d'emploi

Modèle	SMNA		Non manufacturier		Manufacturier	
	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student
Constante	- 1,9	- 12,9	- 2,2	- 11,1	- 1,2	- 6,0
Valeur ajoutée	1	Contraint	1	Contraint	1	Contraint
Coût réel moyen du travail par ETP	- 0,22	- 3,0	- 0,17	- 1,8	- 0,41	- 3,2
Coût relatif du travail peu qualifié	- 0,37	- 4,2	- 0,29	- 2,0	- 0,44	- 4,7
Heures travaillées (à partir de 1996)	- 0,6	- 4,9	- 0,5	- 3,7		
Tendance	- 0,005	- 26,5	- 0,004	- 30,7	- 0,006	- 6,2
Rupture de tendance en 1992Q3	0,001	3,2	0,003	6,1		
Tendance annuelle de productivité avant 1992Q3	2,5 %		2,0 %		4,0 %	
Tendance annuelle de productivité après 1992Q3	2,1 %		0,7 %		4,0 %	

## Une rupture de la productivité tendancielle

Quoiqu'il en soit, même si baisse de la durée du travail et du coût relatif du travail non qualifié ont pu se conjuguer pour expliquer la baisse des gains de productivité, il subsiste bien un phénomène de rupture de la productivité tendancielle. Contrairement à certains auteurs, par exemple Lerais (2001), qui modélisent cette inflexion à l'aide d'une tendance linéaire de la productivité du travail, on a retenu une tendance linéaire coude pour le logarithme de cette productivité, compatible avec un taux de croissance de la productivité du travail non nul à long terme (cf. encadré 1). Avec cette spécification, la productivité de long terme du travail passe d'un taux de croissance annuel de 2,5 % dans les années 1980 à 2,1 % à partir de 1992.

Les différentes études par branche (par exemple, Lerais (2001)) montrent que le ralentissement de la productivité s'observe principalement dans les services. Ce résultat est confirmé par les estimations. Ainsi, le taux de croissance de la productivité de long terme du travail est deux fois plus élevé dans la branche manufacturière que dans la branche non manufacturière et ne présente pas de rupture à la baisse dans les années 1990. Dès lors, la rupture de tendance apparaît plus marquée dans la branche non manufacturière que dans l'ensemble du secteur SMNA, puisque le taux de croissance annuel y passe de 2,0 % à 0,7 %.

## Les modélisations alternatives

D'autres spécifications économétriques ont été testées, fournissant des modélisations alternatives du ralentissement de la productivité du travail dans les années 1990. Mais soit les résultats ne sont pas concluants empiriquement, soit les spécifications sont peu pertinentes théoriquement.

Ainsi ne pas introduire de rupture de tendance dans le SMNA ou dans la branche non manufacturière conduit à une nette dégradation des estimations. L'utilisation du taux de temps partiel au lieu du coût relatif des travailleurs peu qualifiés fournit une relation peu satisfaisante (non-stationnarité des résidus ou non-significativité du coût du travail ; par ailleurs, la contribution estimée du temps partiel à la croissance de l'emploi est peu réaliste).

L'introduction du coût relatif du capital par rapport au travail se justifie sur le plan théorique

dans un cas peu réaliste, celui des équilibres à prix fixes (cf. encadré 1). Par ailleurs, Dormont (1997) montre que la forte variabilité du coût du capital par rapport à celle du coût du travail conduit *de facto* à ne tenir compte que des variations du coût du capital lorsqu'on introduit le prix relatif du capital par rapport au travail (cf. graphique F en annexe 3). Elle montre aussi que les difficultés liées à la mesure du coût du capital (cf. *supra*) rendent cette dernière variable peu fiable et contribuent sans doute, au problème d'estimation de l'élasticité du prix relatif du capital par rapport au travail. En effet, le coût du capital apparaît non significatif dans la plupart des études visant à estimer une équation semblable à l'équation (1). On obtient ici un coefficient significatif mais négatif, résultat contraire à l'intuition économique.

## Les équations d'emploi incluant la dynamique de court terme

L'équation d'emploi, découlant du comportement maximisateur des firmes, décrit une relation de long terme entre les variables macroéconomiques qui la composent. Lors de la mise en œuvre des estimations, on introduit cette relation dans des modèles à correction d'erreur qui rendent également compte de la dynamique de court terme.

Les équations sont estimées en deux étapes (cf. tableau 2). Les ajustements et les contributions dynamiques pour l'ensemble du SMNA sont donnés dans les graphiques I et II, les graphiques correspondants pour le seul secteur non manufacturier étant donnés en annexe 5. Dans le champ manufacturier, la forme traditionnelle de l'équation n'amène pas de commentaires particuliers.

L'équation reproduit de manière satisfaisante les données observées, à la fois sur la période d'estimation (1983Q4-2000Q4) et au-delà (2001 et 2002). En particulier, on n'observe pas de sous-estimation systématique de l'emploi à partir du milieu des années 1990, et l'observé et le simulé sont égaux au premier trimestre 2001. Ceci est également vrai dans la branche non manufacturière.

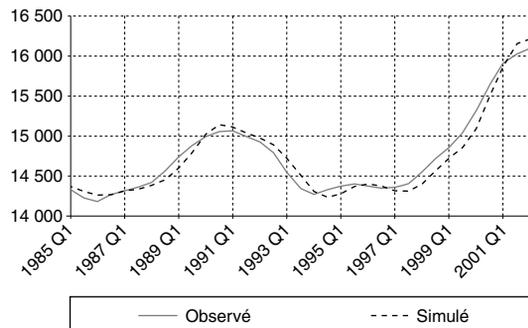
La relation de long terme apparaît significative, et avec un coefficient négatif. Le signe des variables à court terme est compatible avec les valeurs estimées pour la relation de long terme et le modèle théorique sous-jacent. L'inertie des évolutions de l'emploi est importante, puisque

Tableau 2  
**Résultats des estimations de la dynamique de court terme**

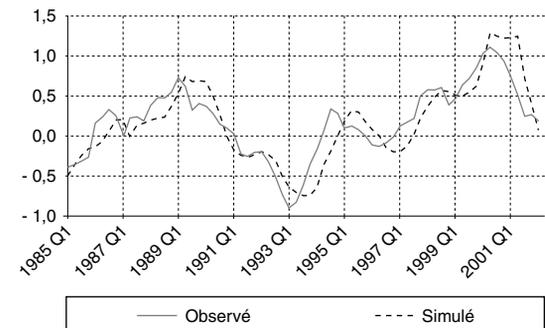
Modèle	SMNA		Non manufacturier		Manufacturier	
	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student
Constante	0,0	- 1,4	0,0	- 0,5	0,0	0,3
Relation de long terme	- 0,1	- 2,1	- 0,1	- 2,5	- 0,1	- 2,7
$\Delta I_{-1}$	1,1	10,2	1,0	9,3	1,2	5,5
$\Delta I_{-2}$	- 0,3	- 3,5	- 0,2	- 1,9	- 0,6	- 2,5
$\Delta y$	0,2	5,1	0,2	5,0	0,1	4,0
$\Delta y_{-2}$	- 0,1	- 1,7	- 0,1	- 2,1	- 0,1	- 2,0
$\Delta w$	- 0,1	- 2,3	- 0,1	- 2,5	- 0,1	- 2,5
R <sup>2</sup> ajusté	0,94		0,93		0,94	

Graphique I  
**Comparaison des valeurs observées et estimées, SMNA**

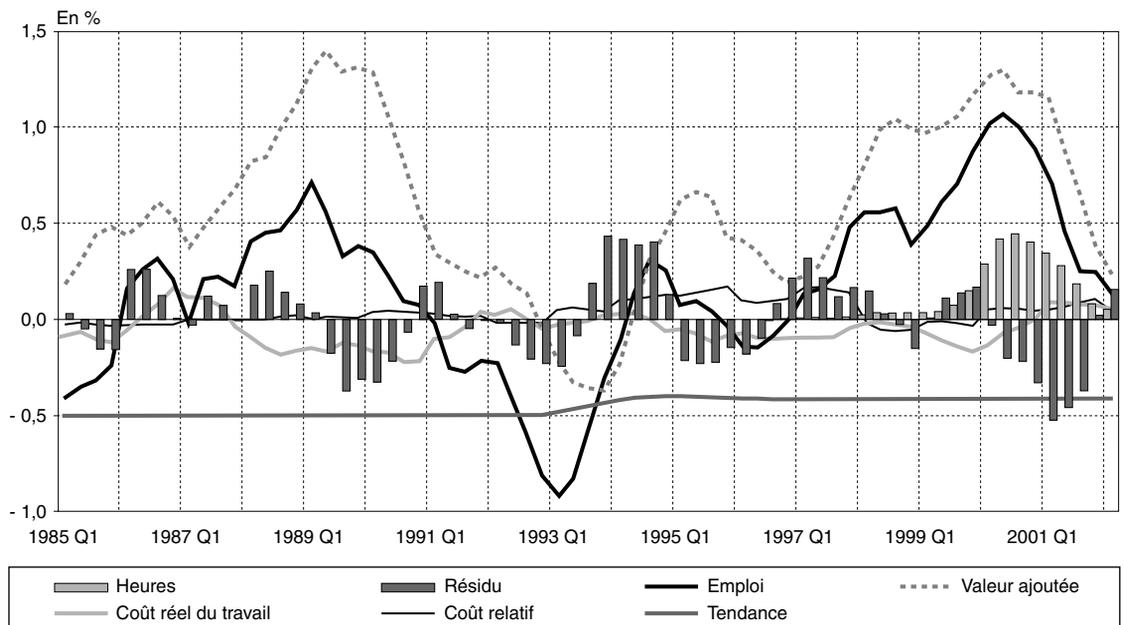
A – Niveaux



B – Taux de croissance



Graphique II  
**Contributions dynamiques aux évolutions observées de l'emploi, SMNA**



Lecture : la courbe en trait gras représente le taux de croissance trimestriel de l'emploi par équivalent temps-plein (ETP) dans le SMNA. Les autres courbes correspondent à la part de cette évolution expliquée par chacun de ses déterminants selon l'équation retenue (cf. tableaux 1 et 2). L'histogramme en trait plein donne la part de ce que le modèle ne peut pas expliquer. Un résidu positif indique que l'emploi a augmenté plus vite que ses déterminants habituels le laissent escompter, ou, de façon équivalente, que la productivité du travail a crû moins vite. Ainsi, pour le premier trimestre 1998, le taux de croissance de l'emploi est de 0,6 point ; la valeur ajoutée contribue pour 0,8 point à cette croissance, toutes les autres variables ayant une contribution faible excepté la tendance de long terme, qui contribue négativement pour 0,4 point à la croissance de l'emploi. Bien évidemment, les effets estimés sur ce graphique ne sont que des effets d'équilibre partiel : ceci vaut notamment pour les effets des variables de coût et de durée du travail.

le coefficient associé aux variations de l'emploi au cours des deux trimestres précédents est supérieur à 0,6 dans les trois branches.

Le coefficient associé aux variations de court terme de l'activité est inférieur à 1, ce qui est cohérent avec le cycle de productivité : lorsque l'activité accélère, les entreprises n'embauchent pas immédiatement, d'où une hausse du taux de croissance de la productivité du travail. Celui-ci se réduit au fur et à mesure que la reprise s'installe et que l'emploi augmente. De manière symétrique, la productivité du travail ralentit au début des phases basses du cycle.

Les variations du coût relatif du travail non qualifié et des heures travaillées sont non significatives, en raison des délais avec lesquels l'effet de ces variables se manifeste. Le coût relatif joue uniquement via son impact sur la substitution qualifiés/non qualifiés, qui nécessite vraisemblablement plusieurs trimestres. Concernant les heures, deux éléments expliquent la présence de délais : d'une part, on peut penser que la baisse de la durée est enregistrée – en partie du moins – dans les enquêtes dès la signature des accords ; or, il s'écoule un certain temps entre cette signature et la mise en place effective de la RTT. D'autre part, l'impact de la baisse de la durée sur la productivité dépend des réorganisations du travail qui l'accompagnent. À court terme, on peut supposer que la charge de travail horaire augmente, ce qui limite l'effet sur la productivité par équivalent temps-plein.

\*  
\* \*

Au total, trois facteurs principaux peuvent rendre compte du ralentissement de la productivité par équivalent temps-plein dans le secteur marchand non agricole, et principalement dans les branches non manufacturières. La baisse du coût relatif du travail peu qualifié et la baisse de la durée du travail ont joué un rôle important, mais elles ne suffisent pas à exclure l'hypothèse d'un ralentissement de la productivité tendancielle du travail – exogène dans le modèle pré-

senté ici – qui serait, cependant, limité aux branches non manufacturières.

L'interprétation des évolutions de la fin de la période appelle des précautions particulières. Elles ont permis d'estimer une élasticité de la productivité horaire par rapport à la durée du travail égale à environ -0,3. Cet ordre de grandeur est compatible avec ceux qui ont été souvent retenus dans les exercices d'évaluation *ex ante* des effets de la RTT, mais ce chiffrage appelle deux remarques.

En premier lieu, une part importante de cet effet est estimé sur la première période de montée en régime de la RTT, avant 2000, au cours de laquelle le passage aux 35 heures est resté optionnel. Sur cette période, il a probablement concerné des entreprises pour qui la RTT était la moins problématique, par exemple parce qu'elles avaient plus de marges de gains de productivité horaire. Par conséquent, les effets obtenus sur cette période peuvent difficilement être extrapolés au-delà. Le passage aux 35 heures a peut-être été plus difficile pour les entreprises ayant basculé après 2000, avec de moindres gains de productivité horaire et donc un impact plus négatif de la RTT sur les coûts de production unitaires.

Ensuite, la période entre 1996 et 2000 constitue une période assez particulière où les gains de productivité horaire sont peut-être dus également aux nouvelles technologies de l'information et de la communication (NTIC). Il se peut que la variable de durée du travail capte économétriquement une partie de cet effet, puisque l'estimation de l'élasticité de l'emploi à la variable de durée se concentre sur la période 1996-2000. La hausse de l'emploi qui est imputée à la variable de durée du travail intégrerait donc un effet positif des NTIC. La plupart des études économétriques au niveau macroéconomique ont certes du mal à faire ressortir un tel effet, mais il apparaît dans des approches de type comptabilité de la croissance (par exemple Audenis, Deroyon et Fourcade, 2005). □

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Accardo J., Bouscharain L. et Jlassi M. (1999)**, « Le progrès technique a-t-il ralenti depuis 1990 ? », *Économie et Statistique*, n° 323, pp. 53-72.
- Allard-Prigent C., Audenis C., Berger K., Carnot N., Duchêne S. et Pesin F. (2002)**, « Présentation du modèle MESANGE », document de travail de la Direction de la Prévision.
- Audenis C., Deroyon J. et Fourcade N. (2005)**, « L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française : un bouclage macro-économique », *Revue Économique*, n° 1/2005.
- Audric S., Givord P. et Prost C. (2000)**, « Estimation de l'impact sur l'emploi peu qualifié des mesures de baisse de charges », *Revue Économique*, vol. 51, n° 3.
- Crépon B. et Desplatz R. (2001)**, « Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires », *Économie et Statistique*, n° 348, pp. 3-24.
- Dares (2004)**, « Temps partiel, contrats aidés et contrats à durée déterminée dans les très petites entreprises », *Premières Informations et Premières Synthèses*, juin, n° 24.1.
- Dormont B. (1997)**, « L'influence du coût salarial sur la demande de travail », *Économie et Statistique*, n° 301-302, pp. 95-109.
- Duchêne S., Forgeot G. et Jacquot A. (1997)**, « Les évolutions récentes de la productivité du travail », *Économie et Statistique*, n° 301-302, pp. 169-192.
- Duchêne S. et Jacquot A. (1999)**, « Une croissance plus riche en emploi depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale », document de travail de la DESE, n° G 1999/01, Insee.
- Fiole M., Passeron V. et Roger M. (2000)**, « Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail », *Document d'étude de la Dares*, n° 35.
- Gonzalez L. (2002)**, « L'incidence du recours à l'intérim sur la mesure de la productivité du travail des branches industrielles », *Économie et Statistique*, n° 357-358, pp. 103-133.
- Gonzalez-Demichel C., Ménard L. et Nauze-Fichet E. (2000)**, « Une modélisation du lien entre croissance et emploi », *Note de Conjoncture de l'Insee*, décembre.
- Gubian A., Cornilleau G., Mathieu C. et Véganzones M.-A. (1992)**, « Mosaïque, la nouvelle version du modèle de l'OFCE de l'économie française », *Revue de l'OFCE*, n° 40.
- Gubian A. (2000)**, « Les 35 heures et l'emploi : d'une loi Aubry à l'autre », *Dares, Regards sur l'actualité*, mars, n° 259.
- Laffargue J.-P. (2000)**, « Effets et financement d'une réduction des charges sur les bas salaires », *Revue Économique*, vol. 51 n° 3.
- Lerais F. (2001)**, « Une croissance plus riche en emplois », *Premières Informations et Premières Synthèses*, février, n° 07.1, Dares.
- L'Horty Y. et Rault C. (2002)**, « Les effets de la croissance, du coût et de la durée du travail sur l'emploi en France : une réévaluation », *Travail et emploi*, n° 91, pp. 89-110.
- Passeron V. (2002)**, « 35 heures : 3 ans de mise en œuvre du dispositif « Aubry I » », *Premières Informations et Premières Synthèses*, février, n° 06.2, Dares.
- Stock J. et Watson M. (1993)**, « A Simple Estimator of Cointegrated Vectors in Higher Order Integrated Systems », *Econometrica*, vol. 61, pp. 738-820.
- Unédic (2002)**, « La richesse accrue en emplois de la croissance française : quels enseignements peut-on en tirer à la fin de l'année 2001 ? », *Revue Statis*, 1<sup>er</sup> trimestre, n° 163.
-

### LA DÉTERMINATION DES ÉQUATIONS D'OFFRE EN ÉQUILIBRE MONOPOLISTIQUE

Le programme du producteur  $i$  consiste à maximiser ses profits sous contrainte de sa fonction de production et de la demande qui lui est adressée :

$$\text{Max } P_i Y_i - W_q L_{q,i} - W_{nq} L_{nq,i} - C_K K_i$$

$$\text{s.c. } \begin{cases} Y_i = F(K_i, L_{q,i}, L_{nq,i}) \\ Y_i = \frac{Y}{n} \left( \frac{P_i}{P} \right)^{-\eta} \end{cases}$$

Les conditions du premier ordre conduisent aux équations suivantes ( $\lambda$  est un réel positif non nul) :

$$P_i = \frac{\eta}{\eta - 1} \lambda \tag{A}$$

$$\lambda = \frac{C_K}{a_1} \left( \frac{K_i}{Y_i} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \tag{B}$$

$$\lambda = \frac{W_q}{a_2} \left( E_q H_q^\alpha \right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \left( \frac{L_{q,i}}{Y_i} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \tag{C}$$

$$\lambda = \frac{W_{nq}}{1 - a_1 - a_2} \left( E_{nq} H_{nq}^\alpha \right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \left( \frac{L_{nq,i}}{Y_i} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \tag{D}$$

$$Y_i = \frac{Y}{n} \left( \frac{P_i}{P} \right)^{-\eta} \tag{E}$$

$$Y_i = [a_1 K_i^{1-1/\sigma} + a_2 (E_{q,i} L_{q,i} H_{q,i}^\alpha)^{1-1/\sigma} + (1 - a_1 - a_2) (E_{nq,i} L_{nq,i} H_{nq,i}^\alpha)^{1-1/\sigma}]^{\sigma / (\sigma - 1)} \tag{F}$$

(B), (C) et (D) permettent d'exprimer les ratios des facteurs en fonction de leurs coûts relatifs. Le calcul de  $\frac{Y_i}{K_i}$  s'effectue en introduisant ces ratios dans la relation (F). Ceci permet par l'intermédiaire de (B) de trouver l'équation définissant  $\lambda$  en fonction des coûts des facteurs. Dès lors, l'équation (A) fournit la frontière des prix des facteurs correspondant à une équation de prix de valeur ajoutée.

Les demandes de facteurs sont obtenues en remplaçant  $\lambda$  par son expression tirée de (A) dans les équations (B), (C) et (D). À l'équilibre symétrique,  $P_i = P$  et  $Y_i = \frac{Y}{n}$  avec  $n$  le nombre d'entreprises sur le marché. Les demandes agrégées de facteurs qui en découlent sont :

$$K = Y \left[ \frac{a_1 P}{C_K} \left( 1 - \frac{1}{\eta} \right) \right]^\sigma$$

$$L_q = \frac{Y}{E_q H_q^\alpha} \left[ \frac{a_2 E_q H_q^\alpha P}{W_q} \left( 1 - \frac{1}{\eta} \right) \right]^\sigma$$

$$L_{nq} = \frac{Y}{E_{nq} H_{nq}^\alpha} \left[ \frac{(1 - a_1 - a_2) E_{nq} H_{nq}^\alpha P}{W_{nq}} \left( 1 - \frac{1}{\eta} \right) \right]^\sigma$$

Sur le sentier de croissance équilibrée, les taux de croissance de l'efficacité du travail des qualifiés et des peu qualifiés sont identiques. Il en est de même pour les heures travaillées. Afin de simplifier les notations, on suppose que cette propriété est conservée en dehors du sentier de croissance équilibrée. On note alors :

$$H_q = \mu H_{nq} = \mu H$$

et :

$$E_q = \theta E_{nq} = \theta E$$

d'où :

$$L = L_q + L_{nq} = Y(EH^\alpha)^{\sigma-1} \left(1 - \frac{1}{\eta}\right)^\sigma \underbrace{\left[ (\theta\mu^\alpha)^{\sigma-1} a_2^\sigma \left(\frac{W_q}{P}\right)^{-\sigma} + (1-a_1-a_2)^\sigma \left(\frac{W_{nq}}{P}\right)^{-\sigma} \right]}_A$$

Soit  $x = \ln \frac{W_q}{P}$  et  $y = \ln \frac{W_{nq}}{P}$ , la log-linéarisation de l'expression A autour de l'état stationnaire donne :

$$\ln A(x, y) = \ln A(x^*, y^*) + \frac{(\theta\mu^\alpha)^{\sigma-1} a_2^\sigma (-\sigma) \left(\frac{W_q^*}{P^*}\right)^{-\sigma}}{(\theta\mu^\alpha)^{\sigma-1} a_2^\sigma \left(\frac{W_q^*}{P^*}\right)^{-\sigma} + (1-a_1-a_2)^\sigma \left(\frac{W_{nq}^*}{P^*}\right)^{-\sigma}} (x - x^*) + \frac{(1-a_1-a_2)^\sigma (-\sigma) \left(\frac{W_{nq}^*}{P^*}\right)^{-\sigma}}{(\theta\mu^\alpha)^{\sigma-1} a_2^\sigma \left(\frac{W_q^*}{P^*}\right)^{-\sigma} + (1-a_1-a_2)^\sigma \left(\frac{W_{nq}^*}{P^*}\right)^{-\sigma}} (y - y^*)$$

$$\ln A(x, y) = \ln A(x^*, y^*) - \sigma \left[ \psi(x - x^*) + (1 - \psi)(y - y^*) \right]$$

D'où :

$$l = y - (1 - \sigma)(e + \alpha h) - \sigma \underbrace{\left[ \psi(w_q - p) + (1 - \psi)(w_{nq} - p) \right]}_B$$

Il est alors possible d'exprimer le terme B en fonction du coût réel du travail et du coût relatif par qualification. Le coût moyen du travail horaire est défini par :

$$W = \frac{\mu L_q W_q + L_{nq} W_{nq}}{\mu L_q + L_{nq}}$$

La log-linéarisation de cette équation donne alors :

$$w = \frac{\mu L_q^* W_q^*}{\mu W_q^* L_q^* + W_{nq}^* L_{nq}^*} (w_q + l_q) + \frac{L_{nq}^* W_{nq}^*}{\mu W_q^* L_q^* + W_{nq}^* L_{nq}^*} (w_{nq} + l_{nq}) - \frac{\mu L_q^*}{\mu L_q^* + L_{nq}^*} l_q - \frac{L_{nq}^*}{\mu L_q^* + L_{nq}^*} l_{nq}$$

$$\text{Or } l_q = y - (1 - \sigma)(e + \alpha h) - \sigma(w_q - p)$$

$$\text{et } l_{nq} = y - (1 - \sigma)(e + \alpha h) - \sigma(w_{nq} - p)$$

En substituant ces deux expressions dans l'équation définissant le coût du travail, on obtient la relation :

$$w = \zeta w_q + (1 - \zeta) w_{nq}$$

où  $\zeta$  s'exprime en fonction des variables définissant le sentier de long terme du modèle.

Cette relation permet alors d'exprimer  $w_q$  et  $w_{nq}$  en fonction du coût moyen du travail et du coût relatif. On obtient finalement :

$$l = y - (1 - \sigma)(e + \alpha h) - \sigma(w - p) - \sigma[\zeta - \psi](w_{nq} - w_q)$$

Si le coût des travailleurs qualifiés est supérieur à celui des peu qualifiés (ce qui paraît raisonnable),  $\zeta - \psi$  est positif. On retrouve ainsi la forme de l'équation d'emploi (1).

## LES MESURES D'ALLÈGEMENT DU COÛT DU TRAVAIL

Les premières mesures d'allègement du coût du travail concernant le temps partiel visaient d'abord un meilleur partage des heures travaillées plutôt qu'un enrichissement de la croissance en heures travaillées. Elles se sont traduites par une augmentation de l'emploi par tête ou par équivalent temps-plein (ETP). En revanche, les autres mesures d'allègement du coût du travail ciblées sur les bas salaires ont pour objectif explicite d'enrichir la croissance en heures travaillées.

### L'abattement forfaitaire sur le temps partiel

Au 1<sup>er</sup> septembre 1992 est instauré un abattement forfaitaire de cotisations sociales patronales de Sécurité sociale pour l'emploi d'un salarié à temps partiel. La délimitation de la plage horaire définissant un temps partiel a légèrement évolué et correspond *grosso modo* à une durée hebdomadaire comprise entre 16 et 32 heures – avec la possibilité de calculer cette durée sur une base annuelle. Seuls les salariés en contrat à durée indéterminée (CDI) sont concernés par la mesure.

Cet abattement présente la caractéristique d'être cumulable avec les mesures d'allègements de cotisations sociales sur les bas salaires instaurées ultérieurement, incitant donc assez fortement au développement du temps partiel dans la zone des faibles salaires horaires.

Cet abattement est progressivement supprimé à compter du 1<sup>er</sup> janvier 2000. Pour les contrats bénéficiant de la mesure à la date du 31 décembre 1999 dans des entreprises de plus de 20 salariés, le bénéfice de l'abattement est maintenu jusqu'à la date de rupture du contrat. Aucun nouveau bénéficiaire n'est admis depuis le 31 décembre 2000. Quant aux passages à temps partiel survenus au cours de l'année 2000, le bénéfice de la mesure s'est interrompu au 31 décembre 2000. Pour les entreprises de moins de 20 salariés, le dispositif est décalé de deux ans.

Le taux initial de l'abattement était de 30 % mais est passé à 50 % de janvier 1993 à avril 1994 pour retrouver ensuite sa valeur initiale.

### Les allègements de cotisations sociales sur les bas salaires

Les allègements de cotisations sociales sur les bas salaires sont progressivement montés en charge et, même après 1995 (date d'instauration de la ristourne de 18,2 points de cotisation dite « Juppé »), ont subi des modifications substantielles – en particulier s'agissant de la prise en compte du temps partiel.

Tout au long de la décennie, les seuils d'éligibilité ont été définis en nombre de Smic mensuel. Ainsi, une limite d'éligibilité à 1,3 Smic mensuel correspond effectivement à un seuil de 1,3 Smic horaire pour un temps plein, mais à un seuil de 2,6 Smic horaire pour un mi-temps (1).

### La réduction du temps de travail

Elle a été mise en place grâce à trois lois successives : loi « Robien » (juin 1996), loi « Aubry 1 » (juin 1998) et loi « Aubry 2 » (janvier 2000).

La loi « Robien » institue un système d'aide, sous forme d'allègements de cotisations sociales, aux entreprises qui réalisent une RTT pour favoriser l'emploi.

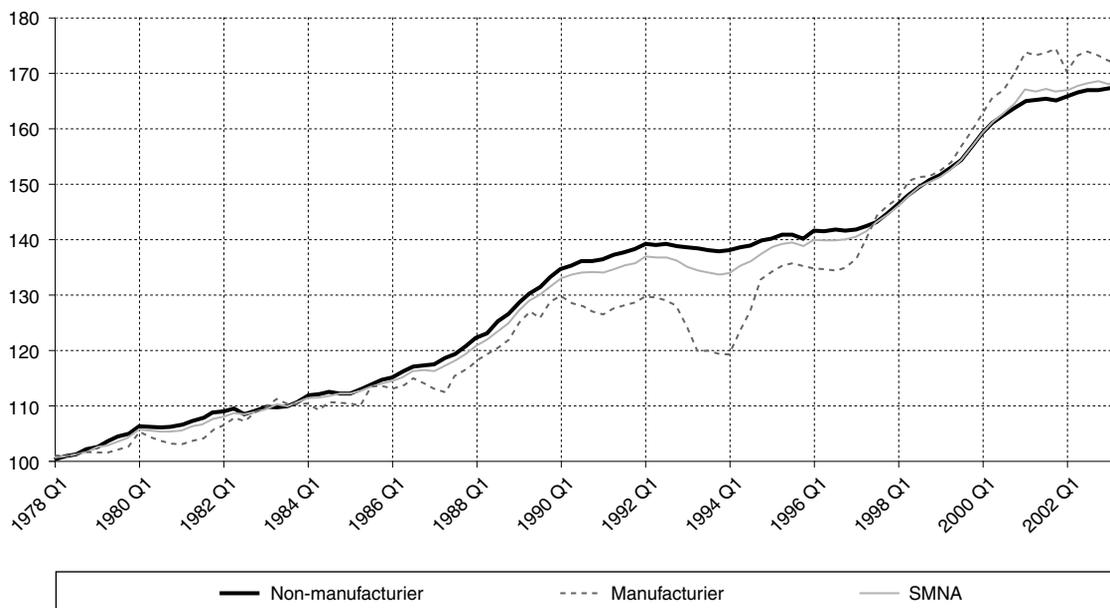
Le système est abrogé par la loi « Aubry 1 » qui fixe la durée légale à 35 heures hebdomadaires au 1<sup>er</sup> janvier 2000 pour les entreprises de plus de 20 salariés, et au 1<sup>er</sup> janvier 2002 pour les autres. Elle institue un autre dispositif d'aide incitant les entreprises à négocier une RTT avant la baisse de la durée légale.

Ce calendrier est confirmé par la loi « Aubry 2 », qui définit comment peut se calculer la durée effective, le nouveau régime des heures supplémentaires et prévoit un allègement annuel unique dégressif de cotisations sociales, qui se substitue à la ristourne dégressive sur les salaires inférieurs à 1,3 Smic, pour les entreprises à 35 heures. Cet allègement est, en partie, cumulable avec les aides octroyées dans les dispositifs incitatifs.

1. Les allègements de charges sur les bas salaires sont donc des allègements sur des bas salaires mensuels et peuvent concerner des personnes rémunérées sensiblement au-delà du Smic horaire si elles travaillent à temps partiel.

ÉVOLUTION DES VARIABLES UTILISÉES DEPUIS LA FIN DES ANNÉES 1970

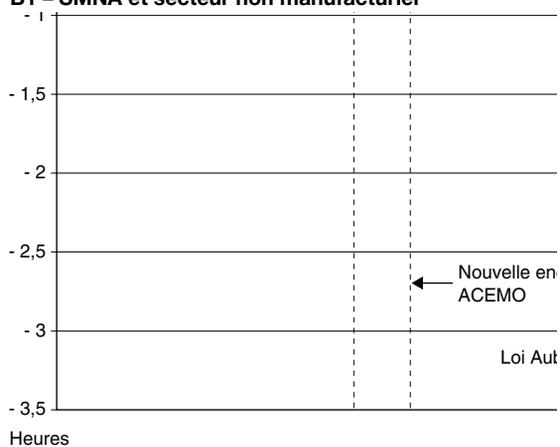
Graphique A  
Valeur ajoutée en volume (base 100 en 1978Q1)



Source : comptes trimestriels.

Graphique B  
Emploi par équivalent temps-plein (base 100 en 1978Q1)

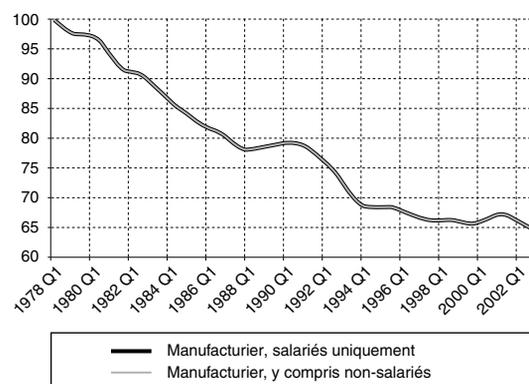
B1 – SMNA et secteur non manufacturier



Heures

Source : comptes trimestriels.

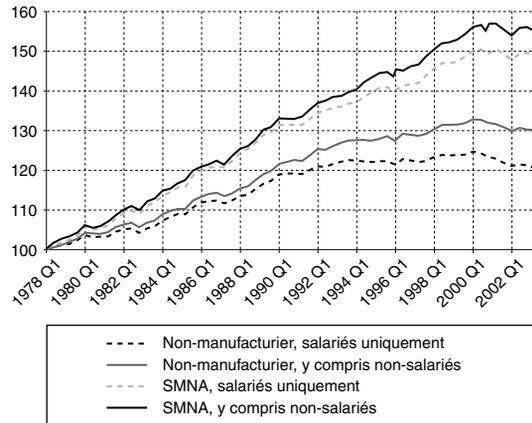
B2 – Secteur manufacturier



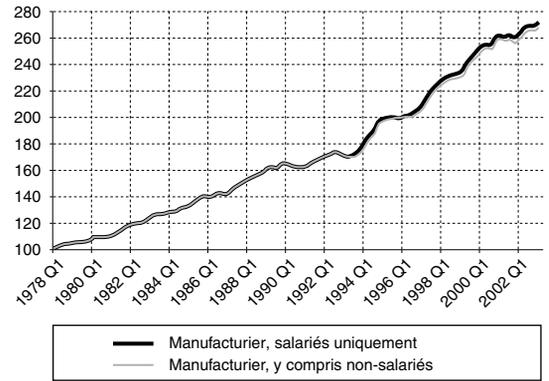
Graphique C

**Productivité du travail par équivalent temps-plein (base 100 en 1978Q1)**

**C1 – SMNA et secteur non manufacturier**



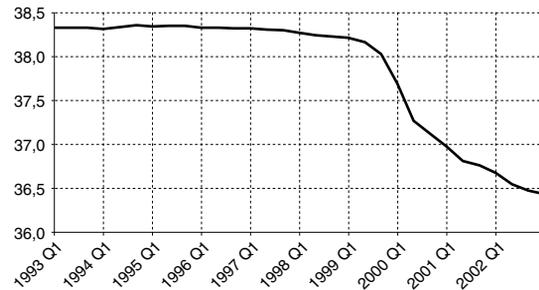
**C2 – Secteur manufacturier**



Source : comptes trimestriels.

Graphique D

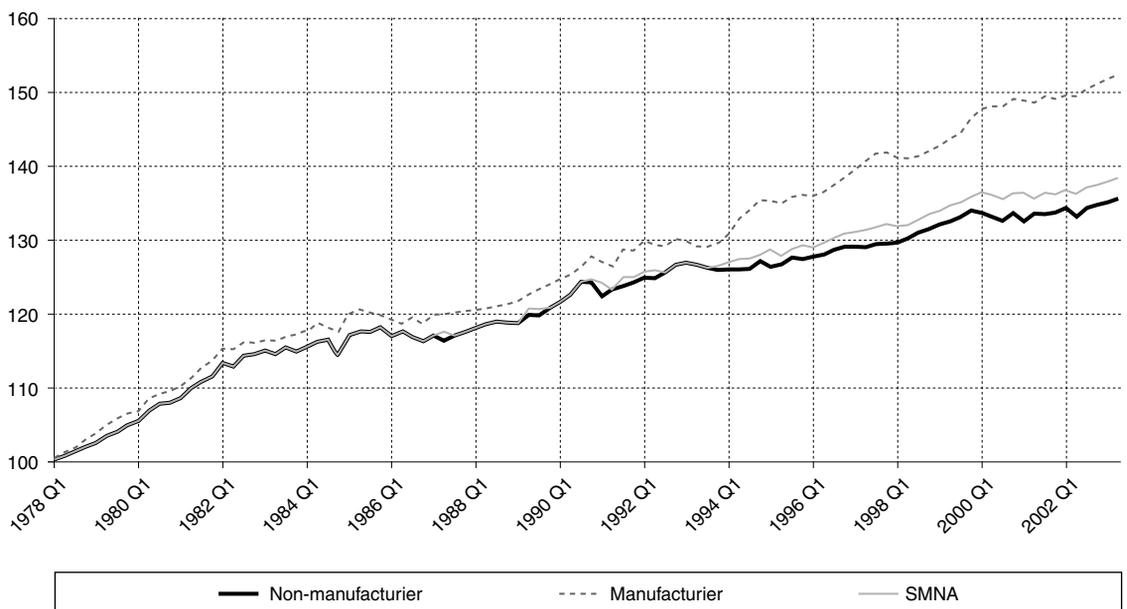
**Durée hebdomadaire du travail (en nombre d'heures)**



Source : comptes trimestriels.

Graphique E

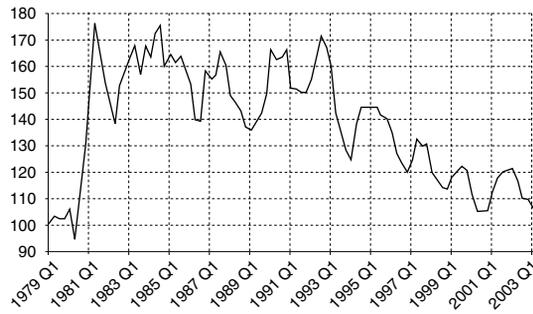
**Coût réel du travail (base 100 en 1978Q1)**



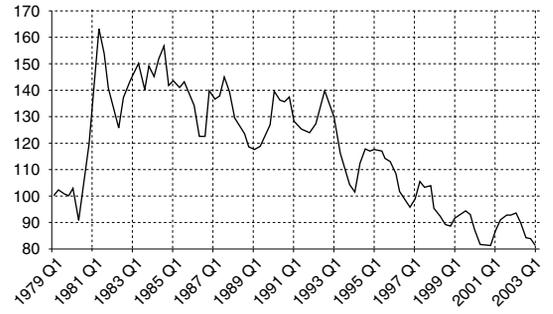
Source : comptes trimestriels.

Graphique F  
**Coût du capital (base 100 en 1979)**

**F 1 – Coût réel du capital**

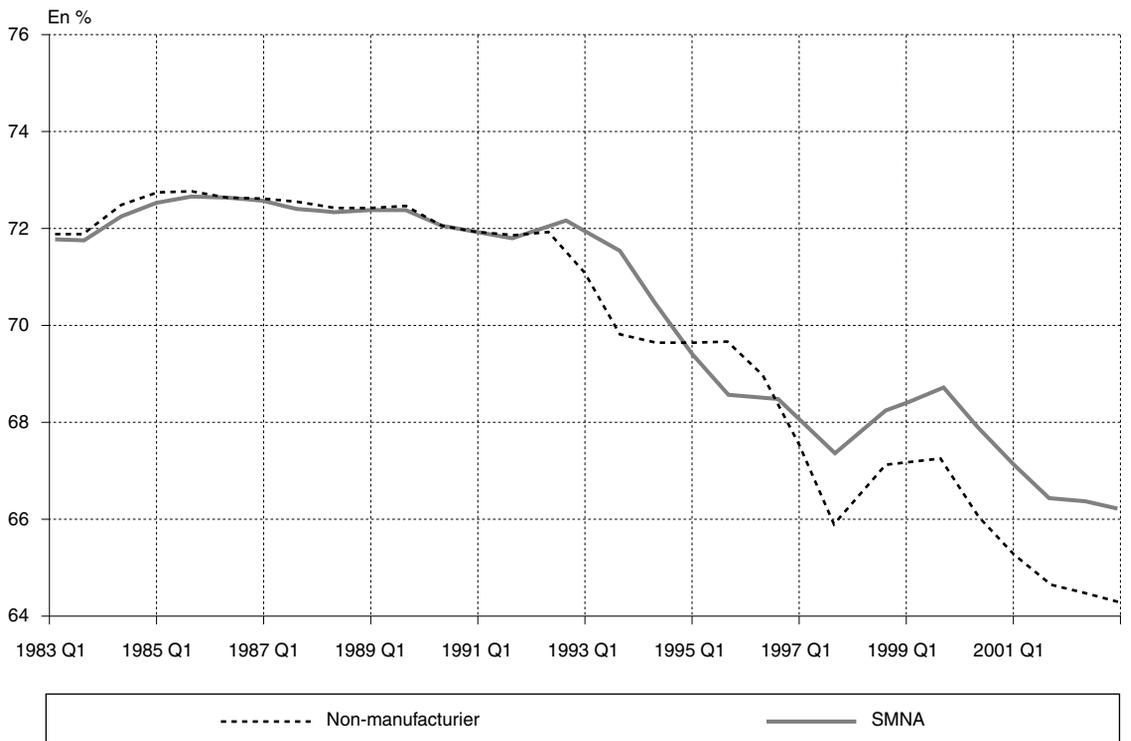


**F2 – Coût relatif du capital par rapport au travail**



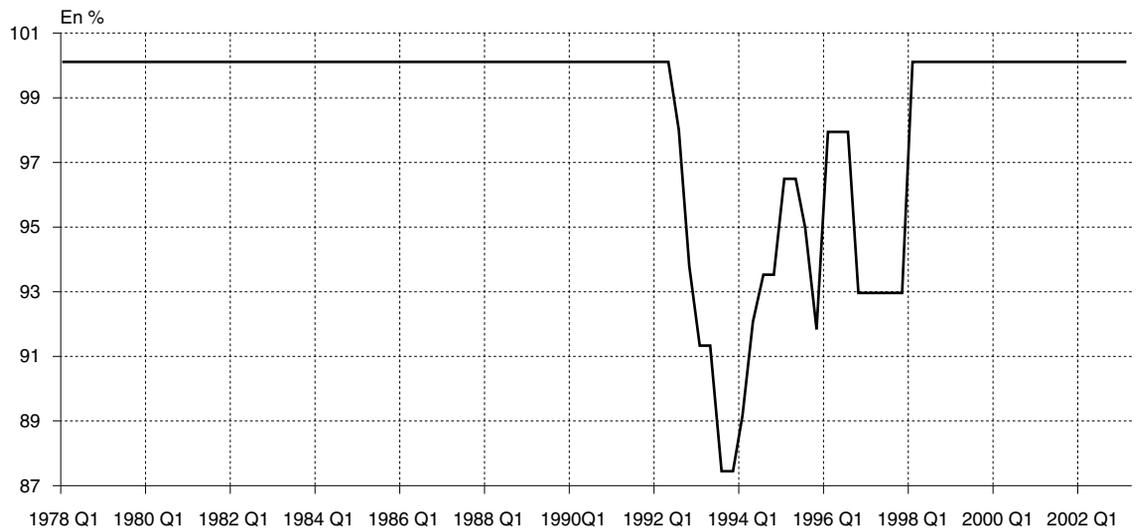
Source : comptes trimestriels, calculs des auteurs.

Graphique G  
**Coût relatif des travailleurs peu qualifiés**



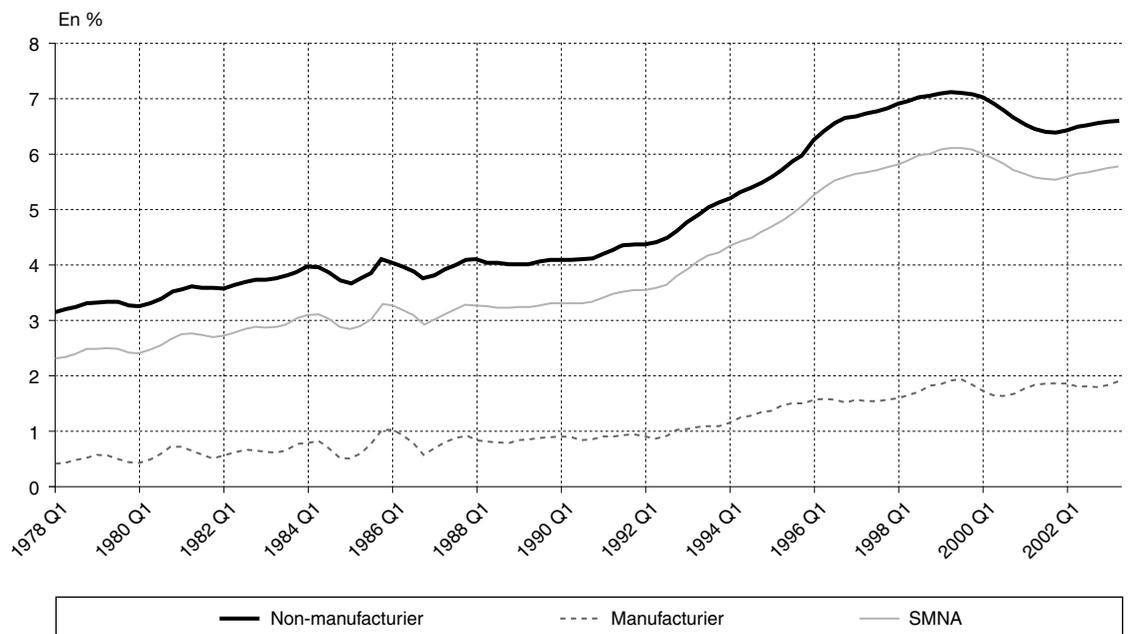
Source : DADS, calculs des auteurs.

Graphique H  
**Coût relatif d'un Smicard à mi-temps par rapport à un Smicard à plein temps**



Sources : enquête Emploi, Dares, calculs des auteurs.

Graphique I  
**Taux de temps partiel**



Source : comptes trimestriels.

## LES DIFFÉRENTES SPÉCIFICATIONS TESTÉES POUR LE CHAMP SMNA

Modèle	Équation 0**		Équation 1*		Équation 2		Équation 3	
	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student
Constante	- 1,9	- 12,9	- 2,9	- 8,0	- 1,6	- 9,8	- 1,7	- 10,2
Valeur ajoutée	1	Contraint	1	Contraint	1	Contraint	1	Contraint
Coût réel moyen du travail par ETP	- 0,22	- 3,0	0,0	1,7	- 0,4	- 4,4	- 0,4	- 4,8
Tendance	- 0,005	- 26,5	- 0,005	- 11,4	- 0,005	- 19,8	- 0,005	- 22,7
Rupture de tendance en 1992Q3	0,001	3,2			- 0,005	- 0,7		
Heures travaillées (à partir de 1996)	- 0,6	- 4,9						
Coût relatif des peu qualifiés	- 0,37	- 4,2			- 0,7	- 3,2	- 0,5	- 11,4
Coût du capital								
Taux de temps partiel retardé d'un trimestre								
ADF	- 3,2		- 2,7		- 2,5		- 2,5	

Modèle	Équation 4		Équation 5***		Équation 6**		Équation 7	
	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student	Coefficient	Student
Constante	- 1,5	- 7,8	- 1,6	- 11,0	- 1,5	- 8,0	- 1,9	- 7,2
Valeur ajoutée	1	Contraint	1	Contraint	1	Contraint	1	Contraint
Coût réel moyen du travail par ETP	- 0,2	- 2,2	- 0,1	- 1,1	- 0,1	- 1,1	0,0	0,3
Tendance	- 0,006	- 21,9	- 0,006	- 30,6	- 0,006	- 17,4	- 0,006	- 17,4
Rupture de tendance en 1992Q3					0,0003	4,2		
Heures travaillées (à partir de 1996)			- 0,9	- 9,3	- 0,6	- 3,6	- 0,5	- 3,1
Coût relatif des peu qualifiés								
Coût du capital							- 0,2	- 8,4
Taux de temps partiel retardé d'un trimestre	0,1	10,8	0,1	15,6	0,1	13,0		
ADF	- 2,4		- 4,7		- 3,0		- 2,1	

Seuils de rejet de la stationnarité du test ADF (on ne rejette pas la cointégration entre les variables si le seuil est supérieur à la statistique ADF) :

Niveau du test	1 %	5 %	10 %
Statistique	- 3,5	- 2,9	- 2,6

Dans le tableau, on précise dans le nom de l'équation la cointégration éventuelle de la relation testée :

- \*\*\* signifie que la cointégration n'est pas rejetée pour les tests de niveau 1 % ou supérieur.
- \*\* signifie que la cointégration n'est pas rejetée pour les tests de niveau 5 % ou supérieur, mais pas pour les tests de niveau inférieur à 5 %.

- \* signifie que la cointégration n'est pas rejetée pour les tests de niveau 10 % ou supérieur, mais pas pour les tests de niveau inférieur à 10 %.

- L'absence d'étoile signifie qu'on rejette la cointégration.

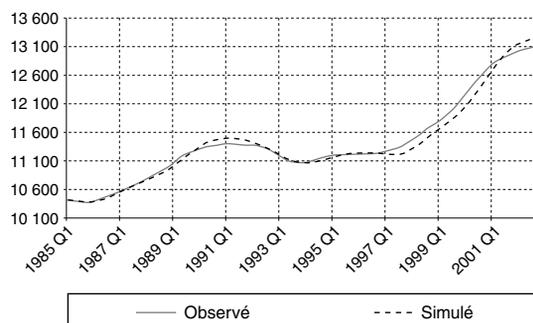
L'équation 0 correspond à celle présentée dans cet article. Les autres spécifications où la cointégration n'est pas rejetée à 5 % sont celles où intervient le taux de temps partiel (équations 5 et 6). Néanmoins, le coût du travail n'est plus significatif et le coefficient devant le temps partiel fournit un ordre de grandeur non réaliste à la contribution du temps partiel à la croissance de l'emploi en équivalent temps-plein. Le maintien de la rupture de tendance ne suffit pas à réduire cette contribution irréaliste.

**COMPARAISON DES VALEURS OBSERVÉES ET SIMULÉES ET CONTRIBUTIONS DYNAMIQUES  
(BRANCHE NON MANUFACTURIÈRE)**

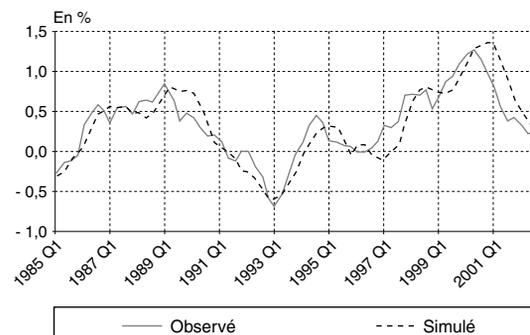
Graphique A

**Comparaison des valeurs observées et estimées (branche non manufacturière)**

**A1 - Niveaux**

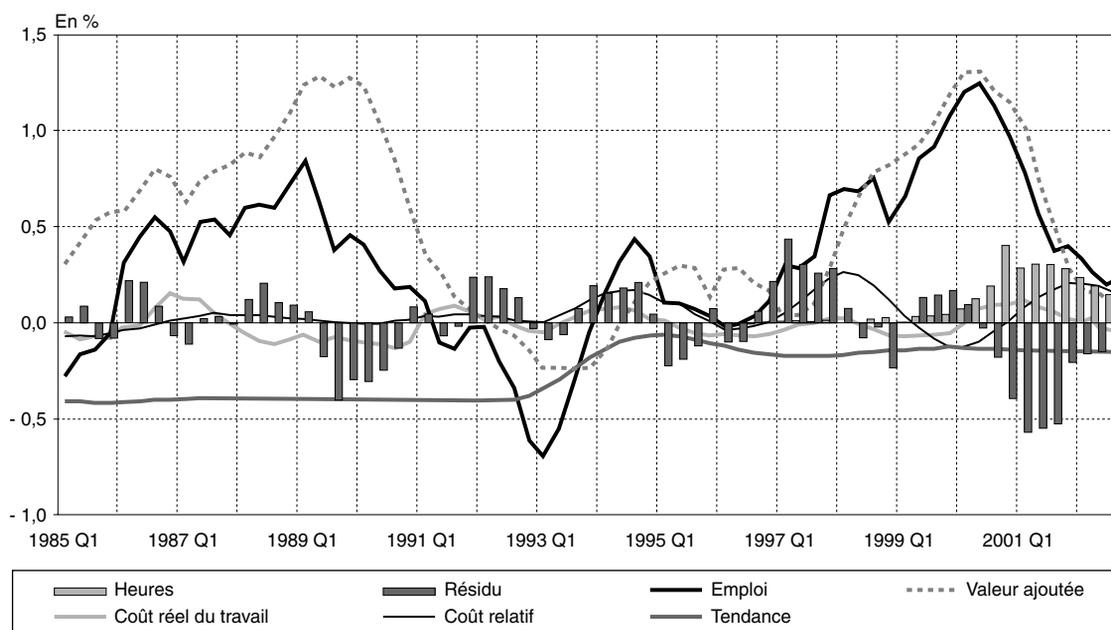


**A2 - Taux de croissance**



Graphique B

**Contributions dynamiques (branche non manufacturière)**





## **Les effets de la RTT sur l'emploi : des simulations *ex ante* aux évaluations *ex post***

**Alain Gubian, Stéphane Jugnot, Frédéric Lerais et Vladimir Passeron\***

---

L'expérience française de réduction collective du temps de travail (RTT) est originale parmi les pays de l'OCDE. Elle a été menée dans la perspective de créations d'emplois importantes tant en 1982 lors du passage de la durée légale de 40 à 39 heures et de l'instauration de la 5<sup>e</sup> semaine de congés payés, qu'en 1998 et en 2000 avec la réduction de la durée légale à 35 heures. Les travaux d'évaluation empiriques ont joué un rôle capital dans la démarche de généralisation de la baisse de la durée collective du travail. La première loi « Aubry » a ainsi explicitement prévu de s'appuyer sur un bilan des accords effectués par les entreprises incitées à anticiper la réduction de la durée légale avant d'en fixer le cadre définitif dans la seconde loi « Aubry ».

La différence la plus importante entre les analyses *ex ante* et les évaluations *ex post* réalisées à l'initiative de la Dares concerne la baisse effective de la durée du travail. Celle-ci a finalement été moins forte que ce qui avait été retenu dans les exercices de simulation *ex ante*. En cherchant un équilibre entre baisse de la durée du travail, modération salariale, gains de productivité et aide de l'État, le processus de RTT a conduit, selon les estimations, à un rapide enrichissement de la croissance en emplois de près de 350 000 postes sur la période 1998-2002, et ceci, sans déséquilibre financier apparent pour les entreprises.

---

\* Alain Gubian, Stéphane Jugnot, Frédéric Lerais et Vladimir Passeron appartenaient à la Dares au moment de l'élaboration des travaux d'évaluation présentés dans cet article.  
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Les débats sur l'impact des politiques de réduction de durée du travail ont largement été alimentés par les résultats de simulations issues des modèles macroéconométriques. Ce fut ainsi le cas à la fin des années 1970 et à nouveau en 1992-1993, au moment des travaux de préparation du XI<sup>e</sup> Plan (CGP, 1993). À chaque fois, l'effet sur l'emploi de la réduction du temps de travail (RTT) apparaissait significatif au regard d'autres politiques d'emploi (en particulier de baisse du coût du travail) dès lors qu'un ensemble de conditions strictes, portant avant tout sur les coûts des entreprises, était respecté. Les analyses d'impact d'une politique de réduction du temps de travail mettent ainsi d'abord l'accent sur les conditions qui font qu'une telle politique peut aboutir à des hausses d'emploi significatives et durables.

## Les scénarios *ex ante* de RTT

Dans la mesure où une baisse du temps de travail peut s'accompagner d'une réorganisation de la production et favoriser une moindre fatigue des salariés, elle peut entraîner une hausse de la productivité du capital et de la productivité horaire du travail. Par ailleurs, le salaire horaire peut rester stable ou augmenter pour que le salaire mensuel demeure inchangé. Enfin, compte tenu des économies dégagées en matière d'indemnisation du chômage si la baisse de la durée crée effectivement des emplois, les pouvoirs publics peuvent « recycler » tout ou partie de ces gains sous la forme, par exemple, d'un allègement de cotisations sociales employeurs.

### Une combinaison de variantes élémentaires

Un scénario de réduction du temps de travail s'analyse alors, au premier abord, comme la combinaison complexe de plusieurs variantes élémentaires (Dares, 1998 ; Dares-BDF-OFCE, 1998 ; Cette et Gubian, 1997).

La première variante (cf. encadré 1) concerne l'ampleur effective de la réduction du temps de travail. Elle peut être accompagnée d'une réduction proportionnelle ou non de la durée d'utilisation des équipements, des salaires par tête et de la productivité par tête des salariés.

La deuxième (variante 2) correspond à la hausse du salaire horaire, qui intervient au moment de

la réduction du temps de travail et qui peut permettre ou non de maintenir le salaire mensuel. La compensation salariale peut ainsi être partielle ou totale. La hausse des salaires horaires peut être instantanée, les évolutions ultérieures étant inchangées : la compensation salariale est alors « statique ». Mais elle peut aussi être forte au moment de la réduction du temps de travail de manière à maintenir instantanément le salaire mensuel par tête, avec des hausses ultérieures plus modérées que dans la situation de référence. La compensation s'exerce alors en « dynamique », au fil du temps.

Viennent ensuite les gains de productivité horaire du travail réalisés à l'occasion de la RTT (variante 3). Ces gains sont ponctuels et trouvent leur origine dans la réduction du temps de travail ; ils s'ajoutent aux gains de productivité tendanciels – de l'ordre de 1,5 % à 2,0 % – réalisés par les entreprises sous l'effet de l'amélioration des technologies et des processus de production.

Des gains de productivité du capital peuvent apparaître, permis par une meilleure utilisation de leurs équipements de la part des entreprises, notamment par le développement du travail posté ou par l'allongement de la durée d'ouverture des entreprises (variante 4).

Enfin, la dernière (variante 5), concerne la subvention à la réduction du temps de travail, généralement sous forme d'allègements de cotisations sociales employeurs, que les pouvoirs publics peuvent accorder.

### L'ampleur de l'impact sur l'emploi dépend du champ d'application de la mesure

D'une part, la durée légale du travail est avant tout une référence pour les entreprises des secteurs concurrentiels. Les pouvoirs publics n'ont à leur disposition que des incitations, plus ou moins fortes, à sa réduction : taxation et contingentement des heures supplémentaires, allègements de cotisations sociales liés à la baisse de la durée ; le champ d'application dépend alors de l'importance de ces incitations. D'autre part, selon que la fonction publique est concernée ou non, que les salariés à temps partiel réduisent ou non leur temps de travail (voire l'accroissent notamment en passant à temps complet), les effets sur l'emploi peuvent être d'ampleurs très différentes pour une même logique macroéconomique.

### LA RÉDUCTION DU TEMPS DE TRAVAIL COMME COMBINAISON DE VARIANTES ÉLÉMENTAIRES

L'utilisation de modèles macroéconométriques permet l'analyse séparée des effets de chacune des variables entrant en compte dans le processus de réduction du temps de travail (RTT) : durée, salaires, cotisations sociales, productivité du travail et durée d'utilisation des équipements.

Une baisse de la durée du travail, toutes choses égales par ailleurs, a par elle-même des effets sur l'emploi (ligne 1 du tableau) : à court terme, c'est l'effet « partage du travail » facilement estimé par une « règle de trois » (1). Mais l'effet à moyen terme est bien inférieur à celui de la règle de trois. En l'absence de réorganisations et de gains de productivité horaire supplémentaires associés à la RTT, la hausse des coûts que cette RTT engendre, même à salaire horaire inchangé *ex ante* (c'est-à-dire avec une baisse du salaire mensuel proportionnelle à la RTT), a des effets défavorables sur l'inflation et l'activité. En effet, des hausses de coût sont induites par l'augmentation du coût du capital par unité produite, l'accroissement des tensions sur les capacités de production et l'inflation salariale liée à la baisse du chômage. Les conséquences qui en découlent du fait des pertes de compétitivité et de pouvoir d'achat atténuent fortement l'effet *ex ante* sur l'emploi. Les comptes public et extérieur sont dégradés.

Des hypothèses favorables aux salariés en matière de compensation salariale (ligne 2 du tableau), qui se traduisent par une hausse du salaire horaire pour compenser totalement ou partiellement la baisse spontanée du salaire mensuel, soutiennent à court terme la demande d'investissement car elles abaissent la rentabilité des entreprises. Enfin, elles ont des conséquences inflationnistes qui réduisent la demande interne (effets d'encaisses réelles) et externe (effets de compétitivité). Dans une économie aussi ouverte que la France, les effets défavorables dominent, et l'impact d'une compensation salariale favorable aux salariés

est globalement négatif sur l'activité, l'emploi et les soldes public et extérieur.

Les gains de productivité horaire du travail induits par la RTT (ligne 3 du tableau) (2) sont, quant à eux, directement défavorables à l'emploi mais, en économie ouverte, les effets désinflationnistes jouent à plein : la croissance en est stimulée et les soldes améliorés.

Les hypothèses concernant les réorganisations de l'appareil productif (ligne 4 du tableau), avec par exemple une extension du travail en équipes successives pour augmenter la durée d'utilisation des équipements, permettent d'obtenir des résultats plus favorables. Ces réorganisations induisent des économies de capital, c'est-à-dire une baisse du coût en capital par unité produite, et de moindres tensions sur l'appareil productif. Il en résulte des effets favorables pour la compétitivité, l'activité, l'emploi et les soldes public et extérieur.

Enfin, les allègements de cotisations sociales (ligne 5 du tableau), en réduisant le coût du travail des entreprises et en augmentant leur profit, ont des effets positifs sur l'activité par le biais des gains de compétitivité et l'accroissement de l'investissement. L'effet favorable sur l'emploi résulte à la fois de l'effet croissance du PIB et de l'effet de substitution entre facteurs de production. À l'horizon de cinq ans, la dégradation des comptes publics liée à ces allègements est fortement réduite en raison de cet effet favorable sur l'emploi et l'activité.

1. Soit :  $effectifs^v = effectifs^c \times (durée^c / durée^v)$  avec  $v$  indice de la variable en variante et  $c$  indice de la variable en compte central.

2. La RTT peut aussi se traduire par une réduction des temps de pause intégrés explicitement dans le calcul de la durée du travail et ainsi influencer sur la productivité horaire telle qu'elle est mesurée. Il ne s'agit alors pas d'une réduction effective de la durée du travail.

#### Effets de cinq variantes élémentaires à l'horizon de 5 ans

	PIB (en %)	Emploi (en milliers)	Prix à la consommation (en %)	Salaire horaire réel (en %)	Capacité de financement administrations (en points de PIB)
RTT pure (sans compensation salariale, ni gains de productivité et réorganisations) (1)	- 0,5	308	0,7	0,5	- 0,1
Compensation salariale (2)	- 1,0	- 145	4,4	1,7	- 0,1
Gains de productivité (3)	1,1	- 223	- 4,0	0,4	0,0
Réorganisations (DUE, etc.) (4)	0,6	92	- 0,6	0,2	0,2
Allègements de cotisations (5)	0,4	56	- 1,0	0,3	- 0,1

- Impact d'une RTT d'une heure (2,5 %) sur les secteurs marchands non agricoles (13,5 millions de personnes).
- Impact d'une élévation *ex ante* du salaire horaire de 2,5 % pour maintenir le salaire mensuel.
- Impact de gains de productivité horaire du travail de 2,5 %.
- Impact d'un accroissement de 2,5 % de la durée d'utilisation des équipements (DUE) dans l'industrie.
- Impact d'une réduction d'un point des cotisations sociales employeurs.

Source : modèle Mosaïque, Dares-BDF-OFCE (1998).

Selon le modèle macroéconométrique Mosaïque de l'OFCE (Dares-BDF-OFCE, 1998), l'effet « partage du travail » d'une seule baisse de la durée est en général favorable sur l'emploi à court terme. Il devient, par contre, très rapidement défavorable à la croissance de l'activité, du fait des hausses de coûts qui en résultent, ce qui amoindrit nettement les effets sur l'emploi à plus long terme (cf. encadré 1). Des gains de productivité supplémentaires ont, toutes choses égales par ailleurs, un effet favorable sur l'activité et les prix, mais un impact négatif sur l'emploi, tout au moins à court ou moyen terme. Des évolutions salariales plus fortes que dans le scénario de référence entraînent des hausses de prix, des pertes de compétitivité, un freinage de l'activité et de l'emploi. Les réorganisations qui conduisent à un allongement de la durée d'utilisation des équipements augmentent le potentiel productif et s'avèrent favorables à toutes les variables : PIB, emploi, prix. Enfin, les allègements de cotisations sociales des employeurs ont également un impact favorable sur l'activité, l'emploi et les prix.

### **Financer en respectant l'équilibre macroéconomique**

Chacune de ces variantes élémentaires montre des effets sur l'activité, l'emploi et les prix qui peuvent être d'ampleurs et de signes différents selon que l'on se place dans une perspective à plus ou moins long terme. Les scénarios de réduction du temps de travail construits par les économistes sont alors, d'un point de vue formel, la combinaison de ces variantes élémentaires, calibrées sur des hypothèses particulières, qui permettent que les nombreuses créations d'emplois obtenues à court terme soient pérennisées à plus long terme.

Parmi eux, les scénarios « d'équilibre » respectent la stabilité à la fois des coûts des entreprises, de la production et des comptes publics par rapport à une situation sans réduction du temps de travail. Dans ces conditions, l'effet sur l'emploi de la baisse de la durée du travail correspond à l'effet de « partage du travail » (variante 1), diminué des gains de productivité horaires directement imputables à la RTT (variante 3). Il faut pour cela que les réorganisations soient suffisantes pour éviter une baisse de la durée d'utilisation des équipements (variante 4), ce qui permet d'assurer sans tension une même production. Il faut ensuite que les aides éventuellement versées par l'État (variante 5) et une évolution moins dynamique

des salaires (variante 2) que dans la situation de référence (c'est-à-dire sans changement de la durée du travail) financent avec les gains de productivité les coûts pour l'entreprise de la réduction du temps de travail.

Au-delà de l'équilibre *ex ante* concernant les coûts des entreprises, il faut prendre en compte les conséquences de l'amélioration du marché du travail sur les revendications salariales au niveau macroéconomique. Le financement de la réduction du temps de travail doit ainsi tenir compte des évolutions futures des salaires. L'équilibre au niveau macroéconomique nécessite en outre que les aides de l'État soient « autofinancées » par la diminution des indemnités chômage (et minima sociaux) versées et la hausse des recettes d'impôts et de cotisations sociales induites par la RTT. Le calcul de ce point d'équilibre suppose des hypothèses sur les populations qui profitent des emplois induits par la réduction du temps de travail (1).

Dans un scénario qui respecte les conditions de financement avec une aide calculée « au point d'équilibre » (cf. encadré 2), qu'on retiendra comme « scénario central », l'effet sur l'emploi peut être maximum et la réduction du temps de travail est globalement neutre sur le volume de production, les prix, les comptes des entreprises et les comptes publics. D'autres scénarios sont bien évidemment envisageables où comptes publics ou comptes des entreprises sont plus dégradés que dans la situation de référence. Financer ces déséquilibres peut alors conduire à un niveau de production inférieur à celui de référence et la hausse de l'emploi être très en deçà de ce qu'indique le calcul limité à l'effet « partage du travail ». À l'inverse, des scénarios plus favorables que le scénario central sont possibles en cas de réorganisations très importantes mais ils sont peu probables.

### **Une neutralité économique sur les prix et la production**

Ainsi, dans l'élaboration des différents scénarios de réduction du temps de travail, calculés à l'aide de modèles macroéconométriques, les conditions qui permettent la plus grande neutra-

---

1. Les effets en retour, tant sur la diminution des dépenses de chômage que sur les hausses des ressources fiscales ne sont pas les mêmes selon que la politique menée profite essentiellement à un seul segment ciblé de l'offre de travail, par exemple les non-qualifiés, ou indifféremment, à l'ensemble de l'offre. Les travaux réalisés *ex ante* se placent dans cette seconde hypothèse.

## Encadré 2

### NIVEAU DES SALAIRES ET AIDE D'ÉQUILIBRE EN CAS DE RTT

À prix et production inchangés, une réduction du temps de travail de 10 % accompagnée de gains de productivité horaire équivalents à un tiers de la RTT et d'une hausse du salaire horaire d'un même pourcentage, tend, en l'absence d'aide de l'État, à générer, pour les administrations publiques, un excédent qui provient notamment de l'économie réalisée par le régime d'assurance chômage en matière d'indemnisation des chômeurs. Cette économie peut être recyclée par les pouvoirs publics, sous la forme d'une baisse des taux des cotisations sociales, ce qui permet alors aux entreprises d'octroyer aux salariés une compensation salariale un peu plus forte que les gains de productivité, sans pour autant entraîner une dégradation de leurs comptes.

Compte tenu des taux d'imposition moyens et des taux de cotisations sociales en vigueur, en supposant que chaque emploi créé a pour effet d'attirer sur le marché du travail en moyenne 0,2 personne précédemment inactive, et en retenant le montant annuel moyen de 6 860 euros (45 000 francs) pour l'indemnisation d'un chômeur, on montre alors que les comptes des entreprises et ceux des administrations publiques restent équilibrés (par rapport à la situation en l'absence de RTT) si l'allègement de cotisations sociales est de l'ordre de 3,9 points (c'est-à-dire environ 1 point par heure de baisse de durée hebdomadaire du travail) et si la hausse des salaires horaires est en moyenne de 6,2 %.

#### Une formalisation du niveau d'aide et de salaire « d'équilibre »...

Ce mécanisme peut se formaliser sommairement ainsi. La création d'emplois lors d'une réduction de la durée de travail est durable et maximale si les coûts des entreprises restent inchangés par rapport à leur niveau en l'absence de RTT et si les finances publiques prises dans leur ensemble sont durablement équilibrées. Le système à deux équations (représentant chacune l'équilibre financier des entreprises et des administrations publiques à la suite de la RTT) et deux inconnues (la variation des taux de cotisations et le niveau des salaires) fait ressortir des niveaux d'aide et de salaire « d'équilibre » assurant la stabilité de ces équilibres lors d'une réduction du temps de travail.

Variation nulle des coûts des entreprises :

$$\Delta [wNh (1 + t + t')] = 0 \quad (1)$$

Variation nulle du besoin de financement des administrations publiques :

$$\Delta [wNht] + \Delta [wNh (t' + (1 - t') t'')] + i\Delta [CHO] = 0 \quad (2)$$

avec  $w$  le salaire horaire,  $N$  l'emploi,  $h$  la durée du travail,  $t$  le taux des cotisations sociales employeurs,  $t'$  le taux des cotisations salariales,  $t''$  le taux d'imposition des revenus,  $i$  l'indemnité moyenne de chômage et  $CHO$  le niveau du chômage.

Dans l'équation (2), le premier terme correspond aux cotisations sociales employeurs supplémentaires ; le

deuxième, aux cotisations salariales et aux impôts calculés sur le salaire net ; le troisième terme correspond à la baisse des indemnités chômage ; de façon générale, ce dernier terme peut également intégrer les moindres dépenses des administrations publiques pour financer les revenus de remplacement (préretraites, RMI, etc.). La résolution de ce système à deux équations et deux inconnues ( $\Delta t$  ;  $\Delta w/w$ ) conduit en posant :

$$\Delta N/N = - (1 - \rho) \Delta h/h, \text{ avec } \rho \text{ mesure des gains de productivité horaires relativement à la RTT,}$$

$$\Delta [CHO] = - (1 - \lambda) \Delta N, \text{ avec } \lambda \text{ coefficient de flexion,}$$

au résultat suivant :

$$\Delta t = - (i/wh) (1 - \lambda) (1 - \rho) [(1 + t)/(1 - t' (1 + t''))] (\Delta h/h) \quad (3)$$

$$\Delta w/w = - [\rho + (i/wh) (1 - \lambda) (1 - \rho)/(1 - t' (1 + t''))] (\Delta h/h) \quad (4)$$

Le maintien des deux équilibres concernant les coûts des entreprises et le besoin de financement des administrations publiques, lorsque la durée du travail est réduite, est compatible avec une baisse des cotisations employeurs d'un montant  $\Delta t$  et un moindre niveau des salaires. Le niveau de la baisse des cotisations sociales, appelée parfois « aide d'équilibre », est l'allègement de cotisations qu'il est possible d'accorder pour financer partiellement le surcoût des entreprises si dans le même temps les salaires sont moins élevés que dans la situation de référence. Dans ces conditions, les coûts des entreprises sont stables, l'emploi supplémentaire abaisse le coût du chômage et augmente les recettes, le besoin de financement des administrations publiques est stable par rapport à une situation sans RTT.

L'« aide d'équilibre » est d'autant plus forte que l'indemnisation du chômage représente une plus grande part du salaire (par exemple si la RTT évite des préretraites), que les gains de productivité sont faibles (fortes créations d'emplois), que la flexion des taux d'activité est faible (fort impact de l'emploi sur le chômage). La baisse des salaires mensuels nécessaire est en revanche d'autant plus faible que les gains de productivité sont forts et l'aide d'équilibre faible.

#### ... et une application numérique

Avec les valeurs suivantes calibrées sur des données usuelles pour l'économie française :

$$(i/wh) = 35 \% ; \lambda = 20 \% ; \rho = 33 \% ; t = 45 \% ; t' = 20 \% ; t'' = 10 \%$$

Sur la base de ces paramètres l'aide d'équilibre s'établit à :  $\Delta t = 0,9$  point par heure de RTT, c'est-à-dire pour une RTT de 2,6 % (1/39), et la hausse du salaire horaire qui ne dégrade pas les comptes des entreprises par rapport à sa situation de référence est  $\Delta w/w = 1,5$  %, soit une compensation de 55 %. La baisse du salaire mensuelle est de 1,2 %.

→

lité économique de sa mise en œuvre sur les prix et la production ont généralement été recherchées. Ces modèles supposent que soient définies des hypothèses sur les gains de productivité induits par la RTT, l'ampleur des réorganisations de l'appareil productif, l'aide de l'État et les évolutions salariales dont la combinaison permettra d'assurer la neutralité.

Parmi les scénarios étudiés avant le vote des lois « Aubry » (cf. encadré 3), ceux qui ont été réalisés pour le compte de la Dares par la Banque de France et l'OFCE analysent l'impact d'une réduction du temps de travail moyenne de 10 % sur trois ans. Ils concernent neuf millions de salariés à temps complet, les salariés à temps partiel étant supposés ne pas réduire leur durée du travail. Le scénario le plus favorable retient des réorganisations suffisantes (sans les préciser

explicitement) pour que la durée d'utilisation des équipements se maintienne et que les gains de productivité horaire supplémentaires imputables à la réduction du temps de travail représentent un tiers de son ampleur. L'effet sur l'emploi résultant d'un effet de partage du travail est alors, dans ce cadre, d'environ 700 000 emplois (7,7 % (2) des neuf millions de salariés). Compte tenu de la flexion des taux d'activité, donc de l'arrivée sur le marché du travail de nouveaux actifs attirés par l'amélioration de l'emploi, l'effet est alors une baisse du nombre de chômeurs de l'ordre de 500 000 à 600 000.

2. Il faudrait 11,4 % de hausse de l'emploi pour compenser la baisse de 10,3 % de la durée du travail en l'absence de gains de productivité. Le chiffre de 7,7 % correspond à la hausse nécessaire de l'emploi si des gains de productivité équivalents au tiers de la RTT sont générés lors de ce processus (soit 3,4 %).

#### Encadré 2 (suite)

Si les gains de productivité associés à la RTT sont de 50 % et non plus de 33 %, l'aide d'équilibre n'est plus que de 0,7 point mais la compensation salariale de 67 %. Ces valeurs sont comparables à celles des simulations faites par la Banque de France et l'OFCE (cf. encadré 3).

Les calculs menés ici pour fournir des ordres de grandeur retiennent l'idée d'une aide d'équilibre calculée en points de cotisations. En pratique, ont été étudiées et mises en œuvre des réductions forfaitaires (790 euros soit 5 000 francs par an et par salarié), comparables à une franchise de cotisations ou bien à

des aides dégressives en fonction des salaires. L'évaluation dans ce cas est rendue plus délicate puisque l'impact sur le coût du travail diffère selon les catégories, ce qui permet des hausses de salaire différenciées ou peut favoriser la création ou la préservation d'emplois en plus grand nombre mais de plus faible qualification.

Le tableau ci-dessous fournit différents équilibres en matière d'aide et de salaire. Ces évaluations diffèrent légèrement de ce qu'indique la précédente maquette qui ne peut en toute rigueur s'appliquer que pour de faibles baisses de la durée du travail.

#### Quelques exemples d'équilibre en matière d'aide et de salaire (Baisse de la durée du temps de travail de 10 %)

	Cas 1	Cas 2	Cas 3	Cas 4	Cas 5
Gains de productivité (en %)	3,33	0,0	5,0	3,33	3,33
Coefficient de flexion moyen (en %)	20	20	20	30	20
Coût annuel moyen du chômeur (en euros)	6 860	6 860	6 860	6 860	15 250
(en francs)	45 000	45 000	45 000	45 000	100 000
Point d'équilibre					
- hausse du salaire horaire (en %)	6,2	4,2	7,3	5,9	8,3
- allègement de cotisations sociales des employeurs :					
- allègement uniforme (baisse en points)	3,9	5,8	3,2	3,5	7,7
- abattement par salarié (en euros)	793	117	655	701	1 600
(en francs)	5 200	7 700	4 300	4 600	10 500

Lecture : dans le cas 1, hors modèle, à prix et production inchangés, sous les hypothèses d'une RTT de 10 %, de gains de productivité de 3,33 %, d'un coefficient de flexion de 20 % et d'un coût annuel moyen du chômeur de 6 860 euros (45 000 francs), une hausse des salaires de 6,2 % et une baisse du taux de cotisations sociales employeurs égale à 3,9 points laissent inchangés le compte des entreprises et celui des administrations publiques.  
Source : Dares-BDF-OFCE (1998).

### VINGT ANS DE SIMULATIONS DE BAISSSE DE LA DURÉE DU TRAVAIL

Les premiers travaux d'analyse de la réduction du temps de travail par le biais de simulations de modèles macroéconomiques ont été réalisés il y a un peu plus de 25 ans. On peut distinguer quatre périodes : la fin des années 1970, après la première hausse forte du chômage, avec les travaux fondateurs de Charpin et Mairesse (1978) ; les années 1980 avec l'analyse de l'impact de fortes réorganisations par la hausse de la durée d'utilisation des équipements ; la récession de 1992-1993 avec les travaux associés à la préparation du XI<sup>e</sup> Plan et ceux de l'OFCE ; enfin, depuis 1997, les travaux menés en vue de la préparation de la loi « Aubry ».

#### La fin des années 1970 : première forte hausse du chômage, premiers scénarios de RTT

La première génération d'études met en avant les conditions de base et cherche surtout à montrer que les effets d'une RTT effective (calibrée à l'heure) dépendent des conditions de sa mise en œuvre, principalement en matière de compensation salariale et de durée d'utilisation des équipements (DUE). Les effets dépendent également de la réactivité des salaires à la baisse du chômage, sujet fort discuté à l'époque et illustré par les modèles : effet de relance quand l'investissement dépend seulement des perspectives de débouchés ; effet dépressif quand il dépend des seules conditions de profit.

Pour Charpin et Mairesse (1978), qui s'appuient sur une maquette d'équations représentatives d'un modèle plus large, l'effet le plus favorable est atteint quand l'entreprise met en œuvre des réorganisations suffisantes pour que la DUE ne baisse pas et s'il y a maintien du salaire horaire, la compétitivité n'étant pas dégradée. Le financement est alors entièrement à la charge des salariés.

Oudiz, Raoul et Sterdyniak (1979) testent des scénarios comparables sur les modèles français (Métric et DMS). La compensation salariale pourrait être favorable à une relance de la demande (cas du modèle Métric), mais cela peut présenter des risques pour le solde extérieur, comme pour toute politique de relance. Et il y a doute sur l'impact de cette hausse de la masse salariale qui, affectant le profit, peut avoir un effet très négatif sur l'investissement (cas du modèle DMS). Au total, réorganisations insuffisantes ou compensation salariale totale conduisent à des RTT dont les effets sont bien moins favorables au plan macroéconomique. Cette étude évoque déjà l'idée d'une compensation salariale différenciée et d'un accompagnement par la baisse des cotisations sociales dans les secteurs riches en main-d'oeuvre, variante qui n'est toutefois pas étudiée.

Ces études retiennent des gains de productivité induits par la RTT relativement faibles, voire nuls. L'objet de ces travaux était surtout de montrer que l'effet mécanique (le pur partage du travail) n'est pas

assuré et d'indiquer les canaux qui conduisent plutôt à le réduire.

#### Les années 1980 : réorganisations et hausse de la durée d'utilisation des équipements

La deuxième génération, au cours des années 1980, met l'accent sur l'intérêt de mettre en œuvre des réorganisations importantes dans l'industrie conduisant plutôt à une hausse de la DUE qu'à la stabilité recherchée en cas de réduction du temps de travail (Cette et Taddéi, 1997). Celle-ci est obtenue par le développement du travail posté. Par exemple, dans Cette, Durand et Tyl (1986), le passage d'une équipe de 39 heures à deux équipes de 30 heures sur des équipements utilisés 60 heures conduit à une RTT de 23 % et une hausse de la DUE de 55 %. Une diffusion suffisante de cette pratique permet de comprendre des RTT associées à des hausses de la DUE, conduisant à des variantes analysées du type : RTT moyenne : - 1 heure ; DUE moyenne : + 1 heure. Dans ce cas, l'impact sur l'emploi est particulièrement fort en raison d'effets d'offre très favorables conduisant à une augmentation du PIB, une baisse du niveau des prix, une amélioration de la capacité de financement de la nation. En période de stagnation de la demande et de fort chômage se pose toutefois la question des débouchés d'un tel surcroît de production.

#### Les années 1992 et 1993 : la récession et le renouveau du débat sur la RTT

La troisième génération de travaux, au moment de la récession de 1992-1993, ramène le thème de la RTT dans le débat public (CGP, 1993). Les effets potentiels de ces politiques apparaissent substantiels au vu d'autres politiques notamment en matière d'allègement du coût du travail (cf. encadré). C'est particulièrement le cas avec les travaux de Confais *et al.* (1993) présentant des scénarios volontaristes mais reposant sur des conditions de réussite extrêmement strictes. L'application à l'ensemble des salariés (y compris la fonction publique) d'une RTT de 10 % sans gains de productivité induits conduit à des effets sur l'emploi de l'ordre de 2,5 millions dont deux pour l'emploi marchand, mais avec une très forte modération salariale (le scénario d'équilibre retient ainsi un véritable partage des revenus avec un maintien des salaires jusqu'au niveau du salaire minimum et l'absence de toute compensation au-delà de 1,5 Smic). Pour la première fois, tout au moins de manière chiffrée, ces travaux tiennent compte de la possibilité de mettre en place une aide importante accordée par l'État compte tenu des économies liées à la réduction du chômage (4 points dans le scénario central). Cette étude comprend par ailleurs d'autres scénarios (absence de réorganisations ou compensation salariale totale) où la RTT conduit à des situations déséquilibrées au plan macroéconomique (baisse du PIB, hausse des prix, etc.).

→

Encadré 3 (suite)

**Depuis 1997 : les travaux préparatoires aux lois « Aubry »**

Enfin, les travaux réalisés au moment de la préparation de la première loi « Aubry » ont permis de mieux expliciter les paramètres importants, de les chiffrer, et de calculer des scénarios pour une RTT généralisée sur le champ d'application de la durée légale. La RTT est généralement de 10 % sur ce champ d'analyse, correspondant au passage de 39 à 35 heures. Les effets potentiels sur l'emploi ont été chiffrés à 700 000 postes sur l'ensemble du champ dans une étude de l'OFCE et de la Banque de France pour le compte de la Dares (Dares-BDF-OFCE, 1998), avec des gains de productivité du tiers de la RTT ; ils ont été estimés à plus de 450 000 emplois par l'OFCE (Cornilleau, Heyer et Timbeau, 1998) sur le champ des entreprises de plus de 20 salariés (soit 7,5 millions de salariés), avec des gains de productivité de l'ordre de 5,1 %.

Dans les scénarios où la RTT n'est pas accompagnée de réorganisations et où la compensation salariale *ex ante* est totale, avec donc des coûts salariaux forte-

ment accrus, les créations d'emplois sont comprises entre 120 000 et 230 000 selon les modèles, chiffrés à comparer aux 700 000 créations d'emplois indiquées ci-dessus. Ces scénarios alternatifs n'ayant généralement pas pris en compte de fortes réactions probables des autorités monétaires en réponse à la hausse de l'inflation, on peut même conclure que leurs effets sur l'emploi sont trop optimistes et que l'impact d'une RTT ne respectant pas les conditions de coûts des scénarios favorables serait en réalité une destruction d'emplois, non à très court terme, du fait de « l'effet partage », mais à court-moyen terme, par le jeu des effets de compétitivité.

Enfin, la Direction de la Prévision du ministère de l'Économie et des finances a proposé trois scénarios (Direction de la Prévision, 1998). Les effets sur l'emploi sont calculés à l'horizon 2002 sur la base des seules entreprises de plus de 20 salariés. Les scénarios sont fonction de l'adhésion des partenaires sociaux au processus mis en œuvre par le gouvernement et de la réaction des salaires à l'évolution du chômage. Dans un scénario favorable (« Pacte pour

**Principales simulations de la RTT depuis 1992**

Étude	Date	RTT	Emploi	Champ	
CGP	1992	- 1 % par an (passage progressif à 37 heures)	130 000 à 700 000 à cinq ans	Secteur marchand	Divers scénarios avec ou sans compensation salariale <i>ex ante</i> , avec ou sans réorganisations, avec (60 %) ou sans gains de productivité du travail. Effets maximum en l'absence de gains de productivité, de compensation salariale et avec réorganisations.
OFCE	Février 1993	- 10,3 % (39 à 35 heures)	1,8 à 2,5 millions à 5 ans (1,4 à 2 pour le secteur privé)	Ensemble des emplois, y compris publics et temps partiels	Effets sur l'emploi maximum sous l'équilibre des coûts obtenu par compensation partielle sauf au Smic, et réduction des cotisations sociales de 4 points et avec réorganisations très importantes. Absence de gains de productivité du travail.
Cette Taddei	1994	- 5,1 % (39 à 37 heures)	300 000 à 5 ans	Secteur privé	
DARES OFCE-BDF	Janvier 1998	- 10,3 % (39 à 35 heures)	700 000 à 3 ans	Ensemble des entreprises Salariés à temps complet (9 millions)	Conditions de succès : équilibre durable des coûts assuré par les gains de productivité (1/3 de la RTT), la modération salariale et les aides.
OFCE	Janvier 1998	- 10,3 % (39 à 35 heures)	450 000 à 3 ans	Entreprises de plus de 20 salariés (7,5 millions de salariés)	Idem (gains de productivité de 5,1 %). D'autres scénarios (230 à 120) sont possibles s'il y a de l'inflation par exemple.
Direction de la Prévision	Printemps 1998	- 10,3 % (39 à 35 heures)	510 000 à 3 ans	Entreprises de plus de 20 salariés (7,5 millions)	Dans le cas favorable où toutes les entreprises réduisent leur durée du travail et avec modération salariale. Divers scénarios nettement moins favorables si la RTT est moins diffusée et si la modération salariale est insuffisante.
OCDE	Janvier 1999	- 10,3 % (39 à 35 heures)	0,3 % à 2,2 % à 5 ans (70 à 500 000)	Champ de la loi	Divers scénarios avec, en 2003, 80 % des salariés des entreprises de plus de 20 et 75 % des moins de 20 dans le cas le plus optimiste et 50 % et 33 % dans le cas le plus pessimiste. Divers hypothèses sur gains de productivité et salaires.

Source : Dares.



Dans ce scénario, le point d'équilibre de l'aide publique est de l'ordre de 1 point d'allègement de cotisations sociales par heure de réduction du temps de travail, soit 4 points pour quatre heures ou 760 euros par salarié (5 000 francs) en moyenne par an. Il s'agit d'une « aide d'équilibre » (cf. encadré 2) pour les comptes publics pris dans leur ensemble (État, collectivités locales et organismes de Sécurité sociale). Le financement de la baisse de la durée du travail dans les entreprises nécessite une moindre hausse des salaires réels pour les salariés réduisant leur durée du travail, de l'ordre de 0,3 à 0,6 point par an selon les modèles pendant cinq ans. Cette modération est à comparer à des hausses tendanciennes de l'ordre de 1,5 à 2,0 % par an (compensation *ex post* de 55 % à 75 % selon les modèles) ; elle est donc compatible avec la poursuite d'une légère progression du pouvoir d'achat. Dans ce scénario, le cadrage macroéconomique est peu affecté par rapport à une situation sans RTT : faible variation du PIB, des prix et du solde des finances publiques. D'autres scénarios ont des effets beaucoup moins favorables sur l'emploi et des conditions macroéconomiques dégradées quand la compensation salariale *ex ante* est totale ou quand les réorganisations sont insuffisantes.

Les évaluations macroéconomiques permettent de mettre en évidence le rôle de certains paramètres-clés et d'en déduire, en fonction des calibrages retenus, les effets possibles de la réduction du temps de travail à court et moyen terme. Une de leurs limites est de ne pas permettre d'évaluer la plausibilité des hypothèses retenues. Ces évaluations macroéconomiques supposent que les entreprises et les salariés acceptent les conditions de succès que les scénarios optimaux mettent en évidence, notamment sur l'ampleur de la baisse effective de la durée du travail, des réorganisations et de la compensation salariale.

### L'apport des approches microéconomiques : questions de contexte et de temporalité

Sur le plan de la théorie microéconomique, la prise en compte simultanée de l'offre et de la demande de travail permet d'illustrer ces mécanismes essentiels pour comprendre le choix de l'acceptation du changement d'état que constitue la réduction du temps de travail. S'agissant de la demande de travail telle qu'elle résulte du programme de l'entreprise maximisant son profit sous des contraintes technologiques, il faut choisir une fonction de production qui permette de comprendre l'intérêt qu'a l'entreprise de réduire ou non sa durée du travail. Certaines entreprises ont une technologie qui rend intéressante la réduction du temps de travail, en termes de gains de productivité et de profit ; d'autres non. Ce résultat peut expliquer le fait que certaines entreprises ont anticipé la baisse de la durée légale et que d'autres l'ont appliquée plus tardivement, voire pas du tout. En revanche, en occultant l'offre de travail, on ne peut comprendre pourquoi les premières n'ont pas baissé leur durée avant toute baisse de durée légale alors qu'elles y auraient eu intérêt compte tenu de leur technologie.

Les modèles microéconomiques où sont à la fois négociés la durée du travail, les salaires, voire l'emploi, apportent là un éclairage essentiel. Ils permettent notamment de justifier le niveau de compensation salariale qui sera accepté en fonction des préférences des salariés, en particulier l'arbitrage entre les loisirs et l'emploi.

La tonalité d'ensemble des résultats obtenus dans le cadre de ce type de modèles est nettement plus pessimiste que l'approche macroéco-

#### Encadré 3 (suite et fin)

l'emploi », toutes les entreprises réduisent la durée du travail (40 % avant 1999 ; 100 % en 2002), les effets sur l'emploi sont de 510 000 si les salaires ne réagissent pas trop à la baisse du chômage, 380 000 dans le cas contraire. Dans un scénario de blocage (7 % des entreprises en RTT avant 1999 ; 53 % en 2002), avec hausse des coûts salariaux, l'effet sur l'emploi à terme est négatif (- 20 000). Enfin, un scénario intermédiaire (de développement progressif de la RTT avec deux tiers des entreprises passant à

35 heures et compensation salariale totale immédiate puis modération salariale) indique des effets sur l'emploi de 210 000 à 280 000 selon la réaction des salaires à la baisse du chômage.

Lors de cette dernière période, la mise en œuvre d'un projet de RTT a donc conduit à multiplier les scénarios et à affiner les hypothèses. En outre, il ressort clairement que l'essentiel du scénario est réalisé « hors modèle » et que ce dernier ne joue finalement que comme outil de cohérence.

nomique quant à l'efficacité en termes d'emploi de la réduction du temps de travail (Cahuc et Garnier, 1997). Toutefois, sous certaines conditions, certes restrictives, les politiques de réduction du temps de travail peuvent retrouver une certaine efficacité. Les modèles de demande de travail mettent alors en évidence des conditions de réussite similaires à celles des approches macroéconomiques : existence et degré de la compensation salariale, gains de productivité, réorganisations du processus de production, nécessité de financer la baisse de la durée du travail. L'apport principal des modèles avec fondements microéconomiques est de rendre la réaction des salaires et le niveau de compensation salariale endogènes, alors qu'ils sont posés comme hypothèses, sous forme de scénarios, dans l'approche macroéconomique. De ce point de vue notamment, ils illustrent plutôt les effets de long terme plus que de court ou moyen terme de la réduction du temps de travail.

### **Relations entre compensation salariale, durée légale et durée effective**

En particulier, les modèles à durées négociées conduisent à une durée d'équilibre qui dépend des préférences des salariés pour le temps libre, du pouvoir de négociation des salariés, et des gains de productivité. Ces modèles permettent d'analyser la relation entre compensation salariale, durée légale et durée effective. Pour un niveau donné du salaire horaire, il existe une durée désirée par les salariés. Le niveau de compensation salariale sera donc d'autant plus élevé que la durée du travail est faible comparative-ment à la durée désirée. Ceci implique l'existence d'une durée critique, en dessous de laquelle toute baisse du temps de travail se heurte aux exigences salariales et réduit l'emploi dans les entreprises. Sous certaines hypothèses, il est possible de définir des conditions aboutissant à des effets favorables pour une réduction de la durée du travail.

Ces conditions sont, principalement :

- des conditions d'ordre institutionnel : si les syndicats accordent un poids important à l'objectif d'emploi dans les négociations, alors le degré de compensation salariale exigé en cas de réduction de la durée maximale imposée sera plus faible. En particulier, si les syndicats cherchent à maximiser la masse salariale perçue par l'ensemble des salariés, et si l'on introduit une négociation sur l'assurance-chômage au niveau centralisé, associée à la négociation sur les

salaires, la réduction du temps de travail s'accompagne d'une baisse des allocations chômage et des cotisations sociales, aboutissant à des effets positifs importants en termes d'emploi.

- des conditions sur la structure du marché du travail : si le marché du travail est segmenté (emplois qualifiés avec salaires négociés *versus* emplois non qualifiés au salaire minimum), alors la réduction du temps de travail sera d'autant plus efficace que c'est la durée du travail des non-qualifiés qui est la plus affectée.

- des conditions sur l'horizon temporel des salariés dans la négociation : la relation entre réduction du temps de travail et compensation salariale peut être envisagée sur plusieurs années. Dans ce cas, en échange de temps libre, les salariés sont susceptibles d'accepter une augmentation plus faible des rémunérations sur plusieurs années (modération salariale), alors qu'ils refuseraient une baisse des salaires en échange de temps libre. Ce type d'échange inter-temporel suppose toutefois une condition (relativement restrictive) de crédibilité des engagements pris en matière d'évolution des salaires. Ceci renvoie, de nouveau, aux systèmes de négociations salariales.

Par ailleurs, le type de déséquilibre du marché du travail influence fortement les résultats. Si comme dans la plupart des modèles macroéconométriques, l'entreprise est rationnée par l'insuffisance de la demande de produit, en cas de chômage keynésien, la réduction du temps de travail correspond à une logique de partage du travail. La baisse de la durée du travail avec compensation salariale est favorable à l'emploi et peut même, sous certaines conditions, augmenter à la fois l'emploi et les profits. Dans le cas classique où la demande de travail résulte de la confrontation de son coût et de sa productivité marginale, à l'équilibre, la réduction de la durée travaillée rationne le volume de travail, donc la production. Cet équilibre n'est cependant qu'une situation de long terme. Les modèles microéconomiques s'inscrivent souvent dans ce dernier cadre.

Les modèles avec fondements microéconomiques apportent des résultats, notamment sur les conditions institutionnelles et structurelles de réussite d'une politique de réduction du temps de travail. Leur pessimisme résulte principalement de la difficulté à construire des situations où les agents acceptent, à l'équilibre, des salai-

res plus faibles en contrepartie d'une durée de travail réduite. Leur caractère opérationnel demeure toutefois limité du fait des difficultés de calibrage et du raisonnement à long terme que ce type de modèles impose.

### **Les lois « Robien » et « Aubry » au regard des évaluations *ex ante***

Vu à travers ces paramètres, donc dans le cadre d'hypothèses qui accompagne leur calcul, que peut-on dire de l'équilibre des lois sur la baisse de la durée collective du travail ?

La loi « Robien » incitait les entreprises à réduire la durée du travail de 10 % pour un engagement d'emploi de 10 % avec un allègement de cotisations sociales d'au moins 30 %, soit, en moyenne, près de 1 820 euros par an (environ 12 000 francs). Par rapport au schéma d'équilibre présenté, la réduction du temps de travail était donc financée en grande partie par l'aide de l'État et celle-ci était très supérieure au niveau d'équilibre assurant un autofinancement.

En 1998, le dispositif « Aubry 1 » s'est inspiré des travaux *ex ante* pour fixer les paramètres. En particulier, l'aide commençait à 1 370 euros (9 000 francs) par an et rejoignait en cinq ans le niveau de 760 euros (5 000 francs). Le dispositif fixait donc une aide en cohérence avec le niveau d'équilibre estimé pour une baisse de la durée du travail de 10 % et le seuil minimal d'engagement sur l'emploi était abaissé à 6 %, signifiant que dégager des gains de productivité lors d'une RTT était attendu et non pénalisé. Dans ces deux dispositifs, les entreprises ont pu mettre en place des organisations plus souples en matière de temps de travail. Le mode de financement visait dès lors à s'appuyer sur la règle des tiers : financement à parts équivalentes par les gains de productivité, les allègements de cotisations sociales et la modération salariale.

En 2000, la seconde loi « Aubry » n'affiche plus d'engagement d'emploi de la part des entreprises, ni d'ampleur minimale de réduction de la durée du travail : seule doit être atteint le nouveau niveau de la durée légale, avec la possibilité de la calculer sur l'année. Par ailleurs, les allègements sont revus et généralisés, comprenant une partie forfaitaire correspondant à l'aide d'équilibre et une autre partie aménageant les allègements dégressifs de cotisations sociales et financés par de nouvelles ressources sur les entreprises.

## **Les évaluations *ex post* des effets sur l'emploi**

Le passage de l'évaluation *ex ante*, qui s'appuie sur des hypothèses de comportements, à l'évaluation *ex post* présente de nombreuses difficultés. Comme pour toute autre politique, il faudrait pouvoir estimer ce qui serait arrivé sans cette mesure. Pour cela, des hypothèses sont donc nécessaires. La robustesse des résultats dépend alors de leur vraisemblance et de la concordance d'approches croisées. Les travaux menés à la Dares ont cherché à estimer les effets sur l'emploi de la réduction du temps de travail ainsi que plusieurs paramètres-clés dont les analyses *ex ante* ont montré l'importance, en particulier l'ampleur de la baisse effective de la durée du travail, les évolutions salariales et l'impact des allègements de cotisations sociales dont ont bénéficié les entreprises. Pour l'estimation de ces paramètres, les travaux se sont largement appuyés sur des évaluations réalisées à partir de données individuelles d'entreprises issues des sources statistiques disponibles et rapidement mobilisables (cf. encadré 4).

Selon leurs caractéristiques individuelles et leur situation économique et financière, les entreprises n'ont pas eu la même propension à passer aux 35 heures (Aucouturier et Coutrot, 2000 ; Bunel, 2002a). Quand elles y sont passées, elles ont choisi des modalités particulières puisque certaines ont opté pour le dispositif incitatif « Aubry 1 », d'autres ont anticipé la baisse de la durée légale sans aide incitative et d'autres ont baissé leur durée du travail après la seconde loi « Aubry », en bénéficiant ou non des allègements « Aubry 2 ». Or, ces différents types de réduction de temps de travail se sont avérés relativement différents les uns des autres, du fait principalement de l'ampleur de la réduction effective choisie.

### **Une ampleur de la baisse de la durée du travail différente selon les dispositifs**

L'ampleur de la baisse de la durée du travail est cruciale pour l'estimation des effets sur l'emploi et l'évaluation de la RTT dans son ensemble. Or, globalement, la baisse de la durée du travail a été, en moyenne, de moindre ampleur que les études *ex ante* ne le supposaient et très disparate selon les dispositifs. Deux raisons principales peuvent être distinguées.

### SOURCES STATISTIQUES UTILISÉES ET MISES EN PLACE POUR L'ÉVALUATION DES 35 HEURES

En renvoyant à une seconde loi la détermination du cadre général de la nouvelle durée légale du travail, la première loi « Aubry » a explicitement prévu de s'appuyer sur un bilan des accords effectués par les entreprises incitées à anticiper la RTT. Par la suite, la seconde loi « Aubry » a adopté le principe d'un bilan annuel qui doit notamment aborder « l'impact sur l'emploi de la réduction du temps de travail » et de « l'allègement Aubry 2 » (article 36).

C'est dans ce contexte de nécessité de bilans d'évaluation que des dispositifs statistiques spécifiques ont été mis en place, créant autant de sources : sources administratives d'une part, avec les accords des entreprises « pionnières » bénéficiant ou non des aides incitatives, puis avec les demandes d'allègements de cotisations sociales prévues par la seconde loi « Aubry » ; enquêtes *ad hoc* d'autre part sur des échantillons réduits d'entreprises (enquêtes 500, Passages, Modalités de passage en 2000) et de salariés (enquête RTT-mode de vie).

#### Les enquêtes trimestrielles Acemo de la Dares

Des sources statistiques déjà existantes ont également été mobilisées, notamment l'enquête trimestrielle de la Dares sur l'activité et le coût de la main-d'œuvre (Acemo). Dans le champ des entreprises concurrentielles de 10 salariés et plus, cette enquête présente l'avantage de proposer rapidement des informations conjoncturelles sur plusieurs indicateurs importants pour le suivi de la diffusion et l'évaluation des effets des 35 heures : en particulier, la durée collective affichée dans les établissements, l'évolution de l'emploi et celle des salaires.

Le champ de cette enquête trimestrielle n'est pas exhaustif. Les entreprises de 10 salariés et moins en sont exclues. L'enquête est théoriquement exhaustive pour les établissements de plus de 100 salariés, par sondage en deçà. Le taux de non-réponse est de l'ordre de 30 %. Au total, les enquêtes portent, en moyenne, sur près de 25 000 unités répondantes.

La durée enregistrée dans l'enquête est une durée collective affichée, ce qui ne permet pas de mesurer la baisse effective de la durée du travail. Les salaires mensuels de base renseignés sont fournis pour des catégories « représentatives » des salariés de l'établissement.

Pour les travaux sur la réduction du temps de travail, la non-réponse est traitée par un calage sur marge des effectifs (source Sirene) par strate de taille d'établissement et de secteur d'activité (NES 36). Parce que ces enquêtes ne permettent pas de distinguer les établissements suivant le type d'aides reçues, elles ont été rapprochées des fichiers des conventions (cf. *infra*). Les comparaisons entre les entreprises d'un dispositif de réduction du temps de travail donné et les entreprises restées à 39 heures sont alors faites à structure identique en termes de répartition des effectifs totaux par taille d'entreprise et secteur d'activité en NES 36.

#### Les sources administratives

Les sources administratives permettent de chiffrer des engagements de créations d'emplois. Mais ces engagements sont des déclarations qui prennent également en compte ce qui aurait été créé sans RTT. Ces sources sont donc surtout utilisées, lors des rapprochements avec d'autres données, pour caractériser la situation des entreprises à 35 heures au regard des différents dispositifs de RTT et les comparer aux autres entreprises non encore passées.

Ces sources regroupent le fichier des conventions « Robien » et le fichier des conventions « Aubry 1 », élaborées entre l'État et les entreprises ; les remontées auprès des Urssaf des demandes d'allègements « Aubry 2 », obligatoires pour pouvoir bénéficier des allègements. Ces sources fournissent des informations structurelles sur le contenu des accords de réduction du temps de travail, notamment les intentions *ex ante*. Malgré leur alimentation en continu, les sources administratives sont difficilement utilisables pour le suivi conjoncturel en raison notamment des délais de transmission difficiles à maîtriser.

S'agissant des sources sur les allègements de cotisations, les bordereaux récapitulatifs de cotisations (BRC) produits par les cotisants du régime général et recensés par l'Acoss (Agence centrale des organismes de Sécurité sociale) ont pu être mobilisés. L'information disponible porte sur l'ensemble des salariés de l'établissement demandeur d'une des mesures visant à l'allègement de cotisations sociales. Les aides « Robien », « Aubry 1 » et « Aubry 2 » y sont notamment distinguées.

#### Les enquêtes ad hoc

Le suivi conjoncturel et les études *ex post* se sont appuyés sur des sources statistiques plus souples : les enquêtes Acemo trimestrielles ou les enquêtes *ad hoc* auprès des salariés (enquête RTT et mode de vie) et auprès des entreprises (enquêtes Modalités de passage et Passages).

Les enquêtes *ad hoc* auprès d'échantillons d'entreprises (500 à 1 000) passées ou non à 35 heures permettent de chiffrer *ex post* des paramètres-clés, la baisse effective de la durée ou évolution des temps partiels (Bunel et al., 2002 ; Pham, 2002). Elles permettent aussi de distinguer un certain nombre de déterminants économiques ou sociopolitiques du choix de la RTT (Bunel, 2002a).

Au sein de ce dispositif global, la production n'a pu faire l'objet d'un suivi particulier en dépit de l'importance de ce paramètre pour l'évaluation. Des éléments d'appréciation ont pu être développés mais restent indirects : ils portent sur les tensions sur les facteurs de production ressentis par les industriels dans les enquêtes de conjoncture (Leclair, 2002) ou de façon plus qualitative sur les modalités de réorganisation pour maintenir au moins la production lors du passage à la RTT (Pham, 2002). Une évaluation des effets de la RTT sur la production a été établie (Crépon, Leclair et Roux, 2004) avec des sources administratives portant sur les données économiques et financières des entreprises (DADS, BRN).

D'une part, si les dispositifs aidés « Robien » et « Aubry 1 » ont conditionné l'octroi des aides à une baisse effective d'au moins 10 % de la durée du travail, la loi « Aubry 2 » n'a pas imposé de condition quant à l'amplitude de la baisse. En contrepartie des allègements « Aubry 2 », une durée collective inférieure ou égale à 35 heures et un accord majoritaire au sein de l'entreprise étaient principalement exigés. Ainsi, certaines entreprises ayant déjà des durées collectives inférieures à 39 heures n'ont pas voulu réduire de 10 % la durée du travail pour passer en deçà de 35 heures. D'autres, en excluant des pauses ou des jours fériés du mode de décompte de la durée du travail, ont pu réduire la durée correspondant à l'horaire collectif affiché de 39 à 35 heures, sans que la baisse effective de la durée collective n'atteigne 4 heures (- 10,3 %). Par exemple, l'accord Peugeot a exclu les pauses de 1 h 45 par semaine de la durée effective. Contrairement aux dispositifs aidés, la façon d'arriver aux 35 heures pouvait ainsi se faire en changeant de mode de calcul, compte tenu de la nouvelle définition du temps de travail effectif (3). Une première analyse précise des accords conclus avant 2000 et la baisse de la durée légale, dans les entreprises éligibles aux aides incitatives mais qui ne les ont pas demandées, a fait ressortir une baisse de la durée effective estimée à 6,4 % (Passeron, 2000). D'autres études menées ultérieurement auprès des entreprises passées à 35 heures après 2000 recevant les seuls allègements « Aubry 2 » ont conduit à une estimation un peu supérieure (7,7 %) (Pham, 2002).

D'autre part, si certains salariés à temps partiel ont pu réduire leur durée du travail au même titre que les salariés à temps complet, ils ont été relativement peu nombreux à voir leur durée du travail baisser (Ulrich, 2002). La plupart, soit n'ont pas été concernés par les accords et ont maintenu leur durée du travail, soit ont profité du temps dégagé par les salariés à temps complet pour augmenter ce temps de travail, voire pour passer à temps plein.

Au total, la durée effective a ainsi moins baissé que ne l'indique la durée collective des seuls salariés à temps complet issue de l'enquête *Acemo*, soit 8 % entre 1998 et 2002 (cf. graphique I). Selon un indicateur synthétique de la Dares qui tient compte de la durée du temps partiel et du changement du mode de calcul de la durée, la baisse imputable à la RTT serait ainsi d'un peu moins de 5 % sur cette période. Selon les comptes nationaux de l'Insee, qui intègrent aussi d'autres facteurs comme le

nombre de congés maladie et la progression du temps partiel, la baisse effective de la durée du travail serait d'un peu plus de 6 %.

### **Tenir compte des caractéristiques des entreprises pour estimer les effets sur l'emploi**

Pour évaluer les effets sur l'emploi de la réduction du temps de travail dans son ensemble, il est alors nécessaire de bien distinguer les entreprises selon le type de dispositif qu'elles ont adopté et de les comparer aux entreprises restées à 39 heures. Mais il faut également tenir compte des caractéristiques propres des entreprises de chaque dispositif, celles passées à 35 heures ayant des caractéristiques spécifiques et une plus grande propension à y passer que les autres. Comparer « naïvement » l'évolution observée dans les entreprises ayant réduit leur durée du travail à celle des entreprises restées à 39 heures est, sinon, entaché d'un biais de sélection (cf. encadré 5).

L'évaluation sur données individuelles des effets de la réduction du temps de travail sur l'emploi ou sur les salaires a privilégié des techniques dites d'« appariement », en s'appuyant sur des travaux méthodologiques développés à la fin des années 1990 (Heckman, Lalonde et Smith, 1999 ; Brodaty, Crépon et Fougère, 2002).

Le principe général consiste à comparer les entreprises passées à 35 heures à celles restées à 39 heures ayant des caractéristiques semblables aux premières. La diffusion progressive des 35 heures a été *a priori* un facteur favorable à une telle démarche puisqu'elle a assuré la coexistence d'établissements « traités », passés à 35 heures, et d'établissements « témoins », n'ayant pas réduit leur durée du travail. À la différence de l'utilisation de « modèles structurels », ces méthodes ne nécessitent pas d'hypothèse *a priori* sur le fonctionnement du marché du travail, ni sur la forme de la fonction de production des entreprises. Elles aboutissent à des résultats d'équilibre partiel : le passage d'effets différentiels microéconomiques mesurés à des résultats macroéconomiques nécessite alors des hypothèses supplémentaires (cf. *infra*).

3. La loi « Aubry 2 » du 19 janvier 2000 a défini le temps de travail effectif comme le temps pendant lequel le salarié est à la disposition de son employeur et doit se conformer à ses directives sans pouvoir vaquer à des occupations personnelles. À l'occasion de RTT, cette nouvelle définition permet d'exclure certaines pauses ou jours de congés auparavant intégrés dans le calcul de la durée collective du travail.

Les variables retenues pour définir les entreprises comparables peuvent être plus ou moins nombreuses selon les études menées et la façon de corriger du biais de sélection. Toutes ont retenu au moins le secteur d'activité et la taille de l'établissement, ces deux critères étant traditionnellement très discriminants pour comprendre les évolutions de l'emploi. Les caractéristiques de la main-d'œuvre et les performances économiques ont aussi été prises en compte dans certaines études (Fiole, Passeron et Roger, 2000 ; Fiole et Roger, 2003 ; Crépon, Leclair et Roux, 2004). Moins il y a de variables de caractérisation et de modalités, plus il est facile de trouver des établissements à 39 heures ayant les mêmes caractéristiques que les établissements passés à 35 heures. En contrepartie, il y a un risque plus fort de biaiser la comparaison, l'hétérogénéité inobservée devenant plus importante. *A contrario*, quand les critères de caractérisation sont trop nombreux, trouver des établissements « semblables » devient nettement plus difficile.

comparaison à caractéristiques similaires. En utilisant les enquêtes trimestrielles *Acemo*, ils comparent les évolutions observées trimestriellement dans des établissements de 10 salariés ou plus ayant eu recours aux différents dispositifs, en tenant compte des différences de caractéristiques en termes de taille (6 modalités), secteur (36 modalités) et dynamique antérieure des effectifs (cf. encadré 5).

Les entreprises ayant bénéficié d'un des dispositifs incitatifs « Robien » ou « Aubry 1 » devaient s'engager sur l'emploi. Dans le cadre du dispositif « Robien », l'engagement minimal était de créer ou maintenir 10 % des effectifs concernés par la réduction du temps de travail. Dans le dispositif « Aubry 1 », ce seuil a été abaissé à 6 %.

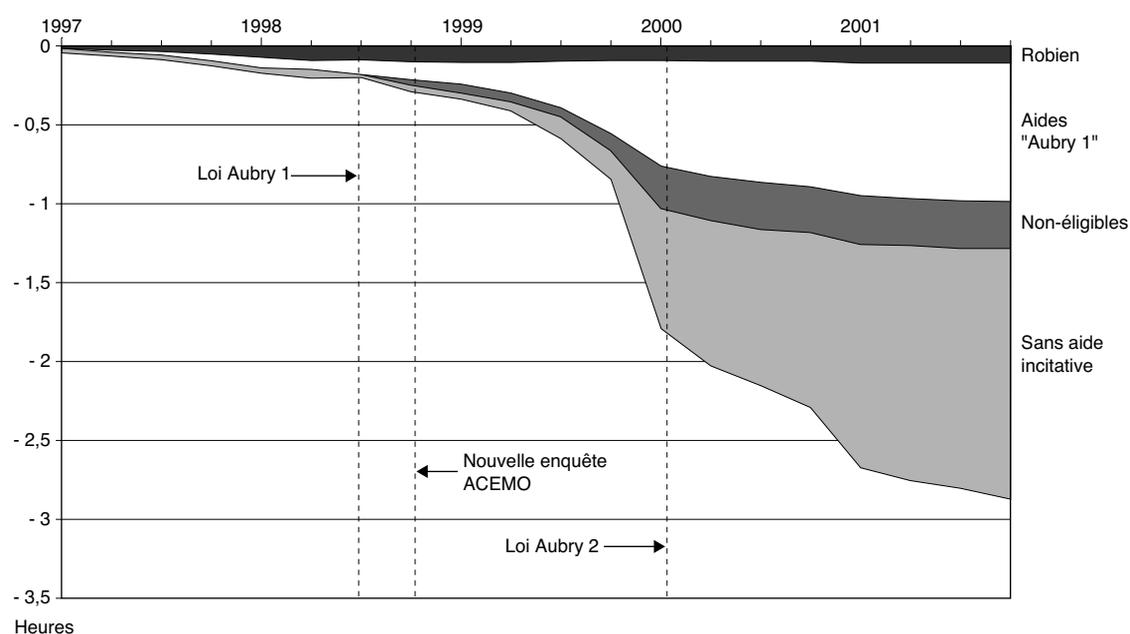
De fait, l'évolution de l'emploi dans les volets offensifs de ces deux dispositifs (4) a dépassé

### Des effets sur l'emploi importants...

Les travaux d'estimation statistique des effets sur l'emploi menés par la Dares (Passeron, 2002 ; Jugnot, 2002) se placent dans ce cadre de

4. Le volet défensif de ces deux dispositifs a souvent été exclu du champ de l'analyse. Il concernait les entreprises en phase de plan de licenciement économique, avec en conséquence des caractéristiques très particulières ; il est donc difficile de déterminer des entreprises « semblables ». Les conventions défensives ne représentaient toutefois que 8 % des salariés concernés par le dispositif « Aubry 1 », les éventuels biais d'estimation liés à la non-prise en compte de ces entreprises sont donc limités.

Graphique I  
Baisse de la durée collective du travail selon les contributions des différents dispositifs



Lecture : selon les enquêtes trimestrielles *Acemo*, la baisse apparente de la durée collective du travail est de près de 3 heures entre début 1997 et fin 2001. La moitié de cette baisse est attribuable à la baisse de la durée du travail dans les entreprises passées à 35 heures sans aide incitative. Un tiers est attribuable aux entreprises « Aubry 1 ».

Source : Dares – enquêtes trimestrielles *Acemo* rapprochées aux fichiers des conventions « Robien » et « Aubry 1 » et à celui des demandes d'allègements « Aubry 2 ».

## DEUX TYPES DE MODÈLES POUR LES ÉVALUATIONS EX POST

Pour évaluer les effets sur l'emploi de la RTT à partir de données individuelles, deux types de modèles peuvent être adoptés selon les études : les modèles « structurels » et les modèles « d'appariement ».

### Les modèles structurels

Les modèles structurels sont élaborés à partir d'un certain nombre d'hypothèses sur le comportement d'un ou de plusieurs agents, sur la fonction de production des entreprises notamment et leur manière de résoudre leur programme de maximisation des profits. Les paramètres importants de ces fonctions ou de ces programmes sont alors estimés à partir des données individuelles. Dans l'évaluation d'une politique, le choix d'un modèle structurel dans lequel on se place peut aider à comprendre les mécanismes économiques mis en œuvre et distinguer les différents canaux par lesquels passent les effets. Toutefois, ce choix nécessite souvent un nombre important d'hypothèses qui peut rendre le cadre d'analyse trop restrictif.

Par exemple, pour l'évaluation de l'effet des 35 heures sur l'emploi, si l'on retient une fonction de profit classique :

$$\Pi = Y - w(1 + c) \cdot N \cdot h.$$

avec :

$Y = AN^a h^b$  fonction de production de l'entreprise, de type Cobb-Douglas,  
 $w$  le salaire horaire,  $N$  l'emploi,  $h$  la durée du travail, et  $c$  le taux de cotisation employeur.

Le type de modélisation retenu peut alors dépendre des hypothèses nécessaires concernant le programme de maximisation de l'entreprise. En premier lieu, la variable de durée du travail est-elle exogène ou endogène ? Choisie par l'entreprise ? Dans ce dernier cas, les entreprises ont pu, avant toute loi sur la durée légale du travail, modifier cette variable par le développement du temps partiel ou, à l'inverse, par celui des heures supplémentaires. Ce sont alors les modifications sur le coût de ces paramètres qui modifient l'optimum de durée des entrepreneurs, qui ne se retrouve pas forcément à 35 ou à 39 heures.

Dans le cas où la durée légale du travail reste un paramètre plus important que le seul surcoût qu'elle implique, c'est-à-dire une contrainte institutionnelle pour les entreprises, celles-ci adaptent leur processus de production à ses modifications. On se place alors dans le cadre d'un choix pour l'entreprise entre plusieurs fonctions de production, selon qu'elle choisit de rester à 39 heures, ou de passer à 35 heures dans l'un ou l'autre des dispositifs proposés. Dans ce cas, on peut alors se demander si une même fonction de production peut être envisagée avant et après le passage à la RTT : en réorganisant l'appareil de production pour, par exemple, maintenir la durée d'utilisation du capital, en modifiant les horaires de travail, en développant la modulation des horaires, les paramètres habituels de ces fonctions ( $A$ ,  $a$  et  $b$ ) peuvent être sensiblement modifiés. Or, il faut souvent supposer la stabilité de ces paramètres avant et après la RTT pour évaluer les effets de la RTT sur l'emploi dans le cadre d'un tel modèle.

### Les modèles d'appariement

D'autres méthodes ne nécessitent pas d'hypothèses *a priori* sur la fonction de production ou le programme de maximisation. C'est le cas des modèles d'« appariement » qui visent à comparer pour une variable donnée (notamment l'emploi) des établissements « traités » (dans le cas présent ceux qui ont réduit la durée du travail) à des établissements « témoins » comparables, pour estimer les valeurs qu'aurait prise cette variable pour les premiers s'ils n'avaient pas été concernés par la mesure.

Les méthodes utilisées tentent de prendre en compte le fait que les variables considérées peuvent différer de façon systématique de l'évolution qu'auraient connue les participants en dehors du dispositif (1).

Afin de prendre en compte ce biais, l'estimation des changements induits par la mise en place d'une RTT sur les entreprises a, par exemple, été effectuée dans Fiore, Passeron et Roger (2000) et Fiore et Roger (2002) en utilisant le modèle causal étudié par Rubin et Rosebaum (1983). L'impact de la RTT  $y$  est alors estimé par une méthode en deux étapes. La première étape consiste en l'estimation de la probabilité qu'une firme décide de mettre en place une politique de RTT. La seconde étape consiste en l'étude des effets propres de la mesure.

Les états associés à la mise en place ou l'absence de mise en place d'une politique de RTT sont notés respectivement « 1 » et « 0 ». Les variables d'intérêt (emploi notamment) correspondant à chacune des situations sont données, pour chaque établissement, par  $Y_{i0}$  et  $Y_{i1}$ . Pour un établissement  $i$ , l'évolution observée des variables

→

1. Pour une présentation détaillée des problèmes de biais de sélectivité lors de l'évaluation des programmes de politiques de l'emploi, se reporter aux travaux de Heckman, Lalonde et Smith (1999) et ceux de Brodaty, Crépon et Fougère (2002).

ces seuils minimaux : notamment, fin 2001, le taux de croissance de l'emploi sur trois ans des entreprises « Aubry 1 » est de l'ordre de 15 %. Mais une partie de ces emplois auraient de toute façon été créés. Pour tenter de mesurer un effet « net », c'est-à-dire corrigé des emplois qu'elles auraient créés en l'absence de RTT, on les compare aux entreprises restées à « 39 heures » à structure de taille et secteur d'activité identiques. Le surplus net d'emploi estimé à la fin 2001 par rapport à l'échantillon témoin est alors d'un peu plus de 7 % sur trois ans. Mais la comparaison de l'emploi dans la période qui précède la mise en œuvre du dispositif « Aubry 1 » montre un dynamisme déjà plus fort dans ces entreprises,

de l'ordre d'un point sur deux ans. En le prenant en compte, l'effet net direct sur l'emploi imputable à la réduction du temps de travail serait de l'ordre de 6 % fin 2001. Avec un raisonnement similaire, on trouve un résultat analogue pour les entreprises du dispositif « Robien ».

Pour les entreprises « Aubry 2 précurseurs », passées à 35 heures avant le 1<sup>er</sup> janvier 2000, la même analyse conduit à un effet net direct sur l'emploi de 3 % fin 2001. Cette fois, ce sont les entreprises « témoins » qui montrent un dynamisme antérieur plus favorable (cf. graphique II).

#### Encadré 5 (suite)

d'intérêt  $Y_i$  est égal à  $Y_i = D_i Y_{i1} + (1 - D_i) Y_{i0}$  avec  $D_i$  variable indicatrice de participation au programme. L'effet de la mesure  $\Delta_i = Y_{i1} - Y_{i0}$  n'est pas observable.

L'objectif est d'évaluer l'effet moyen de la mesure  $E(\Delta | X_i)$  avec :

$$E(\Delta_i | X_i) = E(Y_{i1} | X_i) - E(Y_{i0} | X_i)$$

L'estimateur utilisé repose sur le résultat démontré par Rosebaum et Rubin (1983) : s'il y a indépendance, conditionnellement à des variables observables, des variables d'intérêt des établissements et du fait d'avoir signé une convention de RTT, il y a aussi indépendance conditionnellement au score  $P(X_i) = Pr(D_i = 1 | X_i)$ . Cette propriété s'écrit :

$$(Y_{i1}, Y_{i0}) \perp D_i / X_i \text{ (H1)} \Rightarrow (Y_{i1}, Y_{i0}) \perp D_i / P(X_i)$$

Le score résume alors l'ensemble de l'information pertinente sur les variables observables pour l'estimation de l'effet causal moyen.

L'effet causal moyen, conditionnellement à  $X$ , peut être estimé simplement en comparant les moyennes des performances des établissements, convenablement pondérées. Sous l'hypothèse (H1), on a :

$$E(\Delta_i | X_i) = E \left[ \left( \frac{D_i}{P(X_i)} - \frac{(1-D_i)}{(1-P(X_i))} \right) Y_i | X_i \right]$$

L'estimateur de l'effet causal moyen est donné par :

$$\Delta_n = \left( \frac{D_i}{P(X_i)} - \frac{(1-D_i)}{(1-P(X_i))} \right) Y_i$$

L'estimateur est asymptotiquement normal et a pour variance asymptotique la variance de  $\phi_i$  définie par :

$$\phi_i = \left( \left( \frac{D_i}{P(X_i)} - \frac{1-D_i}{1-P(X_i)} \right) Y_i - \Delta_0 \right) - E \left[ \left( \frac{D_i(1-P(X_i))}{P(X_i)} - \frac{(1-D_i)P(X_i)}{(1-P(X_i))} \right) Y_i X_i \right] E \left( (1-P(X_i)) P(X_i) X_i X_i \right)^{-1} \left( (D_i - P(X_i)) X X_i \right)$$

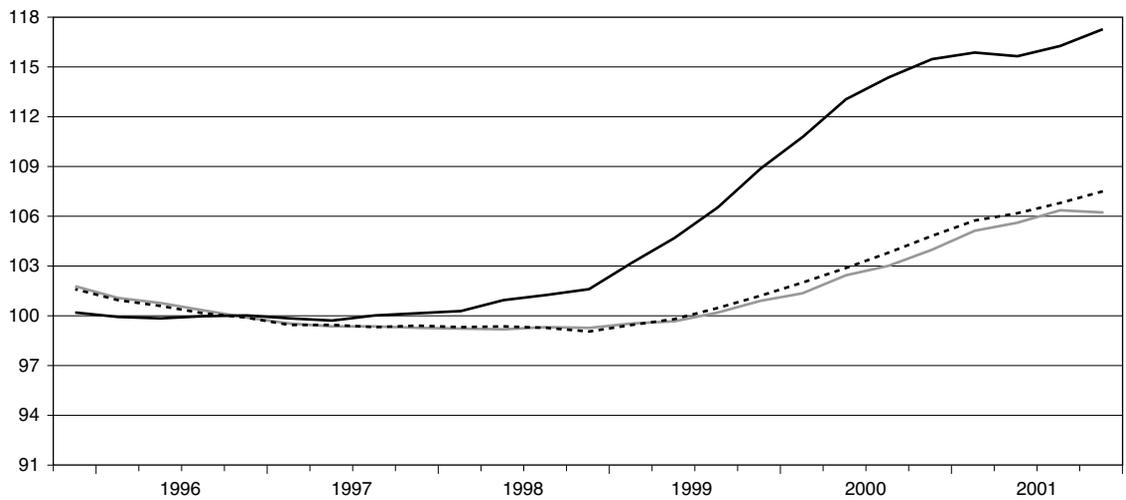
Bien qu'elles ne nécessitent pas d'explicitier des fonctions de production ou de résolution de programme particuliers, ces méthodes et leur utilisation pour l'évaluation des effets de la RTT sur l'emploi reposent implicitement sur un certain nombre d'hypothèses interprétables du point de vue de l'entreprise : notamment que la RTT ne se fasse pas au détriment du chiffre d'affaires et que la variation des coûts des entreprises soit nulle.

Ces comparaisons statistiques pour tenir compte du biais de sélection ont le mérite de la simplicité mais nécessitent des hypothèses fortes : les effets du secteur, de la taille ou de la dynamique antérieure

sur l'évolution qui aurait été observée sans réduction du temps de travail sont ainsi contraints à être unitaires, ce qui peut ne pas résulter spontanément d'une analyse économétrique.

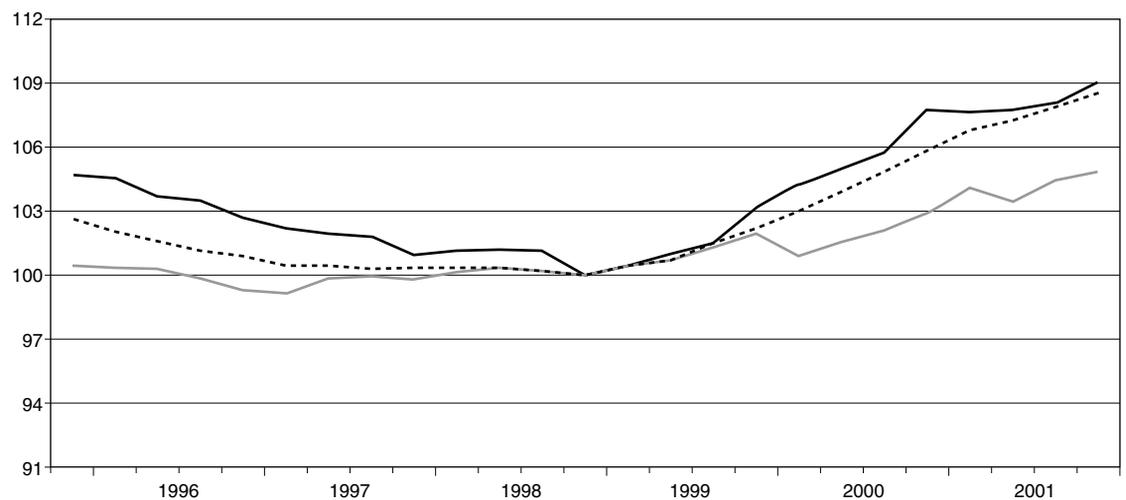
Graphique II  
Les créations nettes d'emploi : évolution trimestrielle de l'emploi en indice

**A - Dispositif « Aubry 1 »**



— Établissements "Aubry offensif"  
— Établissements "ni Robien ni Aubry" et à 39 heures, à structure "taille/secteur" identique à celle des établissements "Aubry offensif"  
- - - Ensemble des entreprises

**B - Dispositif « Aubry 2 » avant 2000**



— "Aubry 2" avant 2000 — Autres à 39 heures structure "Aubry 2" avant 2000 - - - Ensemble des entreprises

Lecture : par rapport à fin 1996, l'emploi des établissements passés à 35 heures dans le cadre du dispositif « Aubry 1 » a augmenté de 18 % fin 2001. Dans le même temps, les effectifs des établissements restés à 39 heures, à structure de taille et de secteur d'activité identiques, ont progressé de 6 %.

Source : Dares – enquêtes trimestrielles Acemo rapprochées aux fichiers des conventions « Robien » et « Aubry 1 » et à celui des demandes d'allègements « Aubry 2 ».

Les analyses utilisant des outils économétriques pour tenir compte d'un nombre élevé de caractéristiques comparables des entreprises ont toutefois confirmé ces résultats jusqu'à présent.

### ... et des estimations convergentes

Pour tenir compte des biais de sélection, Fiole, Passeron et Roger (2000) ont estimé les effets sur l'emploi du dispositif incitatif « Robien » en utilisant un modèle d'appariement (cf. encadré 5). Les variables de sélection utilisées sont la taille, le secteur d'activité, la part des salariés à temps partiel, le salaire moyen ouvrier et l'évolution antérieure des effectifs. La source utilisée reste l'enquête trimestrielle *Acemo*. L'effet net direct du dispositif sur l'emploi est de 6 %.

Fiole et Roger (2002) confirment ces résultats sur le dispositif « Robien » sur un échantillon plus vaste avec des variables supplémentaires pour mieux appréhender le biais de sélection : productivités du travail et du capital, coût du travail, rentabilité financière. Elles utilisent pour cela deux sources de données originales : les données Unedic pour l'emploi et les données issues des déclarations fiscales pour les variables économiques.

Parmi les autres travaux menés à la Dares, Bunel (2002b) utilise les déclarations des chefs d'entreprises dans l'enquête *Passages* (Projets, attitudes, stratégies et accords liés à la généralisation des 35 heures). Dans cette enquête, les entrepreneurs du dispositif incitatif « Aubry 1 » déclarent que les 35 heures ont été suivies d'une hausse de l'emploi de 9,8 %. En prenant en compte les emplois qu'ils auraient de toute manière créés sans RTT, ils déclarent un effet « net » de 6,6 %. Pour les entrepreneurs « Aubry 2 » ayant anticipé la loi, ces taux sont respectivement de 5,3 % et 3,7 %.

Crépon, Leclair et Roux (2004), avec d'autres données, obtiennent des résultats qui vont dans le même sens. Ils utilisent ainsi des sources fiscales (le bénéfice réel normal ou BRN) et sociales (les déclarations annuelles de données sociales ou DADS) pour disposer d'un nombre important de variables qui déterminent les caractéristiques individuelles des entreprises : données à caractères économiques (production, excédent brut d'exploitation, immobilisation brute, etc.) ou sur la structure de la main-d'œuvre, sur un champ très large. Le biais de sélection peut alors être corrigé en tenant compte, dans un premier temps, de la seule hétérogénéité observable des entrepri-

ses. La prise en compte de la taille, du secteur et de la structure de la main-d'œuvre conduit à l'estimation d'un surplus net d'emploi de 9,9 % pour les entreprises « Aubry 1 », 3,8 % pour les « Aubry 2 précurseurs » et 4,9 % pour les « Aubry 2 ». Les effets trouvés sont un peu plus importants que ceux estimés dans les travaux menés à la Dares ; une partie de l'écart peut s'expliquer par la non-prise en compte de la dynamique antérieure des effectifs pour caractériser la spécificité des entreprises « à 35 heures ». L'ajout d'autres variables pour contrôler l'hétérogénéité observée ne modifie pas sensiblement les résultats. Par ailleurs, ces premiers travaux sur les entreprises « Aubry 2 » après 2000 semblent montrer que leurs comportements et les effets sur l'emploi ne sont pas très différents de ceux trouvés sur les entreprises « Aubry 2 » ayant anticipé la loi.

En complexifiant le modèle, les auteurs testent et montrent, à l'aide de variables instrumentales, que les estimations effectuées sur les entreprises « Aubry 1 » ne sont pas biaisées par de l'hétérogénéité inobservée. Autrement dit, sans réduction du temps de travail, les entreprises « Aubry 1 » n'auraient pas connu d'évolutions d'emploi différentes de ce qu'expliquent leurs seules caractéristiques observées.

Au total, l'ensemble de ces travaux montrent que le biais de sélection existe et sa prise en compte conduit à des effets nets inférieurs aux estimateurs naïfs. Cependant, ils conduisent à penser que la taille d'entreprise, le secteur d'activité et la dynamique antérieure des effectifs permettent de corriger l'essentiel du biais de sélection introduit par l'hétérogénéité des entreprises, l'hétérogénéité inobservée n'apparaissant pas problématique.

Tous ces résultats convergent sur des taux de créations nettes d'emplois d'au moins 6 % pour les entreprises passées à 35 heures en bénéficiant des dispositifs incitatifs, moitié moins pour les entreprises qui ont anticipé la baisse de la durée sans demander à bénéficier des aides incitatives (cf. tableau 1). On peut ainsi retenir une fourchette d'effets sur l'emploi de l'ordre de 6 à 7 % pour une baisse de la durée du travail de 10 %.

Ces résultats ne portent pas sur les plus petites entreprises en raison de l'absence de données statistiques suffisantes. En effet, les travaux existants ne portent pas, pour l'instant, au-delà de 2001 et les petites entreprises étaient encore peu nombreuses à être passées aux 35 heures à cette date, la nouvelle durée légale ne s'appliquant pour elles qu'à partir du 1<sup>er</sup> janvier 2002.

## La nécessité de disposer d'un échantillon témoin d'entreprises restées à 39 heures

Si l'utilisation des méthodes d'appariement suppose de pouvoir contrôler l'hétérogénéité des entreprises pour corriger le biais de sélection, ces méthodes impliquent aussi de disposer d'un échantillon témoin. Dans le cas présent, leur validité suppose que les entreprises restées à 39 heures peuvent être utilisées comme témoins de l'évolution que les entreprises passées à 35 heures auraient connue en l'absence de réduction du temps de travail. Leur mise en œuvre suppose donc d'avoir répondu négativement à deux questions : les entreprises restées à 39 heures ont-elles des caractéristiques trop particulières pour être utilisées comme contrefactuelles ? Évoluent-elles différemment de ce qu'elles auraient fait sans modification du cadre institutionnel ?

Les entreprises restées à 39 heures peuvent être utilisées comme témoins dès lors qu'il reste un nombre suffisant d'entreprises à 39 heures ayant des caractéristiques observées comparables aux entreprises passées à 35 heures. L'exercice devient de plus en plus difficile au fur et à mesure de la diffusion des 35 heures : la population « témoin » devient alors de plus en plus faible au regard des entreprises « traitées » et certaines entreprises à 35 heures peuvent plus difficilement être comparées à des entreprises à 39 heures aux caractéristiques similaires. Le risque est alors de biaiser l'estimation en tentant de rendre comparables des établissements qui ne le sont pas. Les dernières entreprises restées à 39 heures ont sans doute des caractéristiques inobservées spécifiques qui expliquent qu'elles ne soient pas passées à 35 heures et qui peuvent

influencer l'évolution de l'emploi, donc biaiser les comparaisons. De ce fait, il est difficile d'étudier les dernières générations d'entreprises passées à 35 heures ou de disposer d'un recul important sur les premières générations qui y sont passées.

La seconde question conduit à supposer que les 35 heures sont neutres pour l'évolution des entreprises restées à 39 heures et, plus précisément, que les effets indirects de la réduction du temps de travail n'ont ni dégradé ni amélioré l'environnement concurrentiel et économique de ces dernières. Dans ce cas, leurs trajectoires auraient évolué comme s'il n'y avait pas eu de modification législative sur le temps de travail.

De ce point de vue, la situation concurrentielle des entreprises restées à 39 heures peut être appréciée au regard, d'une part, des entreprises passées à 35 heures et, d'autre part, de leur situation potentielle en l'absence des lois « Aubry ».

Sur le premier point, les travaux *ex ante* conduisent plutôt à valider l'hypothèse que les gains de flexibilité des entreprises passées à 35 heures et les aides dont elles ont bénéficié n'ont pas contribué à favoriser leur position concurrentielle relative par rapport aux entreprises restées à 39 heures. En effet, le passage à 35 heures s'est accompagné d'un choc sur le coût horaire du fait du maintien des rémunérations mensuelles. La question usuelle, posée par les travaux *ex ante*, est alors plutôt de savoir si les surplus d'allègements et de flexibilité, associés à la modération salariale, sont suffisants pour neutraliser cette hausse des coûts horaires.

Tableau 1  
Taux de création d'emploi selon les dispositifs

En %

	Dispositif incitatif « Robien »	Dispositif incitatif « Aubry 1 »	Entreprises non aidées passées avant 2000	Entreprises non aidées passées en 2000	Entreprises non aidées passées en 2001
Engagement minimum	10,0	6,0	Aucun	Aucun	Aucun
Engagement déclaré moyen	12,0	8,0 (1)	4,5 (2)	3,8 (2)	3,9 (3)
Effet net enquête Passages (4)	//	6,6	3,7	//	//
Effet net analyse statistique (5)	6,0	6,0	3,0	//	
Effet net analyse économétrique (6)	6,6	9,9	3,8		4,9

Sources :

(1) Dares – fichiers des conventions.

(2) Dares-DGEFP.

(3) Dares – fichier des demandes d'allègements « Aubry 2 » (1<sup>er</sup> février 2002).

(4) Bunel (2003).

(5) Analyse après contrôle statistique des caractéristiques observables : Passeron (2002), Jugnot (2002).

(6) Analyse après contrôle économétrique des caractéristiques observables : Fiore Roger (2002) pour les dispositifs « Robien » puis Crépon et al. (2004).

Sur le second point, en revanche, les modalités de la réduction du temps de travail peuvent avoir affecté les entreprises restées à 39 heures par deux canaux. D'une part, le Smic horaire a progressé plus vite car la baisse de la durée moyenne du travail avec maintien de la rémunération mensuelle généralement accordée lors des RTT a augmenté mécaniquement le salaire horaire. D'autre part, le coût des heures travaillées entre la 36<sup>e</sup> et la 39<sup>e</sup> heure a pu se renchérir de la majoration pour heures supplémentaires. On peut cependant estimer que, sur la période d'observation, l'ampleur de ces deux effets est limitée (cf. encadré 6).

## La question de la pérennité de l'emploi

Les analyses *ex ante* ont montré quelles pouvaient être les conditions d'optimum et de pérennité des effets de la RTT sur l'emploi, passant notamment par une neutralité sur la production (via des réorganisations de l'appareil productif), les coûts des entreprises (grâce aux aides de l'État, aux gains de productivité et la modération salariale) et les comptes publics.

L'évaluation des effets des lois « Aubry » sur la production des entreprises n'a pu être effectuée de manière directe lors des travaux d'évaluation des 35 heures faits par la Dares car les données sur le sujet n'étaient pas disponibles. Certes, les performances relativement exceptionnelles de l'activité en 1999 (hausse du PIB de 3,2 %) et en 2000 (+ 4,2 %) laissent présager que la diffusion des 35 heures, concentrée sur ces deux années, n'a pas trop affecté l'offre. Les comparaisons avec les principaux partenaires européens confortent cette appréciation.

Dans un premier temps, seules des études indirectes ont indiqué que la réduction du temps de travail aurait été globalement neutre sur la production grâce à des réorganisations suffisantes des modes de production.

D'une part, l'analyse des accords de réduction du temps de travail montre que la baisse de la durée du travail a été l'occasion d'importantes réorganisations au sein des entreprises, notamment dans les entreprises aidées de manière incitative : dans le dispositif « Aubry 1 », plus de huit accords sur dix ont ainsi retenu le principe de réorganisations, avec notamment l'intro-

duction de dispositifs faisant fluctuer les horaires (Doisneau, 2000). Ces éléments sont confirmés par l'enquête *Passages* : six établissements passés à 35 heures sur dix déclarent ainsi ne pas avoir modifié leur amplitude d'ouverture, deux l'ont augmentée et deux l'ont diminuée ; concernant la durée d'utilisation des équipements, sept établissement sur dix l'ont maintenue et un peu moins de deux l'ont augmentée (Bunel, 2002b).

D'autre part, une analyse indirecte des effets de la réduction du temps de travail sur la production a pu être menée au regard des tensions sur les facteurs de production ressentis par les industriels dans les enquêtes de conjoncture. Leclair (2002) montre ainsi qu'après une période d'un an au cours de laquelle les entreprises à 35 heures rencontrent un peu plus de tensions que les autres, et notamment plus de difficultés de recrutement, il n'y a ensuite plus de différence entre les entreprises passées aux 35 heures et les autres.

## La RTT n'aurait pas eu d'effets négatifs sur l'activité des entreprises

Les premiers travaux d'analyse directe des effets des 35 heures sur la production sont fournis par Crépon, Leclair et Roux (2004) et semblent confirmer cette hypothèse de neutralité sur la production. À partir des données fiscales et en utilisant les mêmes méthodes que pour estimer les effets sur l'emploi, ils concluent à une progression de la valeur ajoutée des entreprises « Aubry 1 » supérieure de 5 % à celle des entreprises comparables restées à 39 heures. Le même ordre de grandeur est obtenu pour les entreprises « Aubry 2 ». Pour les « Aubry 2 précurseurs », il n'y a pas de différence. Comme pour les effets sur l'emploi, l'ampleur des effets sur la production peut surprendre *a priori* au regard des craintes *ex ante* mais pourraient s'expliquer par la dynamique antérieure des entreprises passées à 35 heures. Une fois prise en compte la dynamique antérieure, ces premiers résultats conforteraient plutôt l'hypothèse d'absence d'effets négatifs sur l'activité des entreprises qui sont passées à 35 heures.

Sous l'hypothèse de neutralité de la production, les gains de productivité horaire imputables à la réduction du temps de travail peuvent être estimés en comparant, pour chaque dispositif, l'ampleur de la baisse effective de la durée à celle des créations nettes d'emplois. Pour les

Encadré 6

**LES ENTREPRISES « TÉMOINS » RESTÉES À 39 HEURES**

Pour utiliser les entreprises restées à 39 heures comme des témoins de l'évolution qu'aurait pu connaître les entreprises passées à 35 heures, il faut supposer que la mise en œuvre des lois « Aubry » n'a pas modifié la trajectoire des entreprises restées à 39 heures. Pour cela, il convient de s'interroger plus particulièrement sur les effets de la réduction du temps de travail sur le Smic horaire et sur le coût des heures supplémentaires.

**Réduction du temps de travail et revalorisation du Smic horaire**

Il y a un effet direct entre les lois sur la réduction du temps de travail et le Smic horaire applicable dans les entreprises à 39 heures. Les revalorisations du pouvoir d'achat du Smic sont en effet institutionnellement établies sur la base des hausses moyennes du pouvoir d'achat du salaire horaire de base des ouvriers (SHBO), telles qu'elles sont estimées dans les enquêtes *Acemo* trimestrielles. Comme la plupart des passages à 35 heures se sont faits à salaire mensuel inchangé, le salaire horaire s'est accru mécaniquement de 11 % dans ces entreprises passant à 35 heures. La diffusion des accords ayant été importante, cet effet a contribué tous les ans à la hausse de l'indicateur moyen du SHBO, et donc à celle du Smic horaire (cf. encadré 7).

En supposant que sans lois sur la réduction du temps de travail, il n'y aurait pas eu de coups de pouce sur le Smic, on peut estimer l'impact direct de la baisse de la durée moyenne sur la revalorisation du Smic à 1,6 point en juillet 2000 et 0,7 point en juillet 2001 ; ces contributions sont estimées en isolant, dans la revalorisation légale du Smic, la contribution de la durée au salaire horaire de base des ouvriers. Les hausses du Smic ne sont toutefois pas répercutées sur l'ensemble des salaires : l'effet global d'une hausse de 1 % du Smic peut-être estimée à 0,10-0,15 % sur les salaires

mensuels de base (Cerc, 1999). Si les entreprises restées à 39 heures emploient plus de salariés à bas salaires, l'effet d'une hausse du Smic horaire pourrait être plus important pour ces seules entreprises. Néanmoins, les entreprises à forte proportion de salariés à bas salaires étaient très incitées à bénéficier des allègements dégressifs « Aubry 2 ».

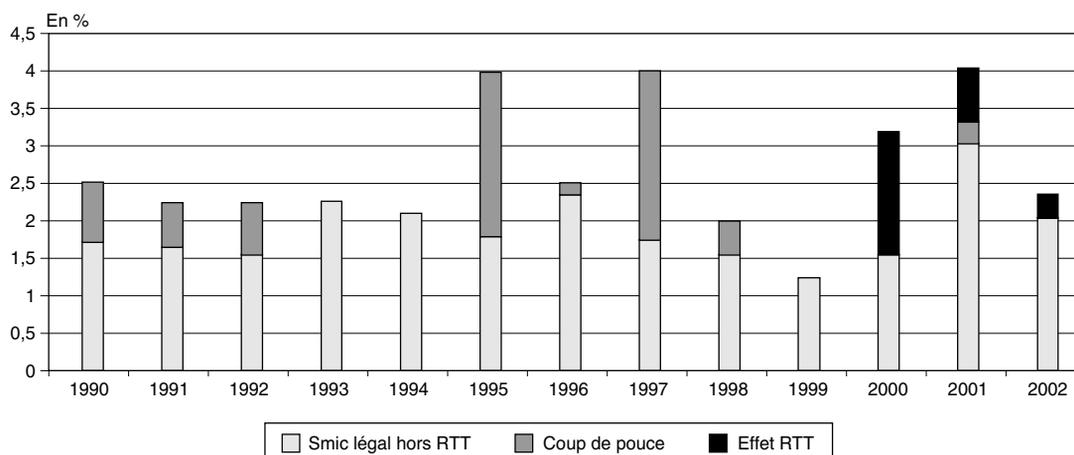
Concernant l'élasticité de l'emploi à son coût, un chiffrage de - 0,6 à moyen terme, c'est-à-dire à 5 ou 10 ans semble faire l'objet d'un consensus (Dares-DP-Insee, 1997 ; Dormont, 1997). Mais là encore cet effet sur les entreprises à 39 heures peut être plus fort si elles ont une distribution des salaires concentrée sur les bas salaires.

Au total, l'impact sur l'emploi de la hausse du Smic horaire serait de l'ordre de - 0,2 point dans les entreprises à 39 heures si elles ont une distribution des salaires moyenne, ce chiffre pourrait être plus élevé (en valeur absolue) si elles ont une distribution de salaires très spécifique et beaucoup plus concentrée sur les bas salaires. Mais les effets sur l'emploi d'une hausse du coût ne sont pas immédiats ; il faut tenir compte des délais d'ajustement et il est probable qu'une faible part des effets des hausses du Smic en 2000 et 2001 ont eu des effets sur l'emploi des entreprises à 39 heures avant la fin 2001, date de fin de période de comparaison des estimations. L'effet des hausses du Smic horaire liées à la RTT sur l'évolution de l'emploi des entreprises « témoins » serait donc limité sur la période de comparaison d'autant qu'en l'absence de RTT, des coups de pouce sur le Smic auraient pu avoir lieu comme lors des périodes antérieures et notamment celles de forte croissance (cf. graphique).

**Le surcoût des heures supplémentaires**

Concernant les heures supplémentaires, le régime transitoire sur le décompte du contingent permet aux

**Hausse du Smic depuis 1990 et effet de la RTT**



Lecture : il s'agit de l'augmentation du Smic au 1<sup>er</sup> janvier de chaque année.  
Source : Dares.



dispositifs incitatifs « Aubry 1 » et « Robien », la baisse d'un peu plus de 10 % de la durée effective du travail s'est accompagnée de créations nettes d'emplois de l'ordre de 6 à 7 %. Les gains de productivité horaire induits seraient donc d'environ 4 à 5 %, à ce stade un peu supérieurs aux hypothèses retenues par les travaux d'évaluation *ex ante* (de l'ordre du tiers de la RTT, soit 3,4 %). Avec une baisse effective de la durée de l'ordre de 7 % et des effets nets sur l'emploi de l'ordre de 2 à 3 %, les gains de productivité horaire dans les entreprises recevant les seuls allègements « Aubry 2 » semblent comparables en niveau (4 à 5 %), donc plus importants si l'on compare à la moindre baisse effective de la durée.

### La RTT a contribué à la modération des évolutions salariales

Autre paramètre permettant d'équilibrer financièrement le surcoût horaire imputable à la

RTT, son effet sur la modération salariale a également pu être estimé. La seconde loi « Aubry » n'a garanti le maintien des salaires lors du passage à la RTT que pour les salariés payés au niveau du Smic. Mais dans la plupart des accords, le niveau des salaires mensuels de base a été maintenu, tant dans le cadre des dispositifs incitatifs que dans les autres, seule une minorité d'entreprises ayant remis en question certaines primes (Doisneau, 2000 ; Pham, 2002).

Par la suite, une majorité des entreprises ont également engagé des accords de modération ou de gel des salaires par rapport à une situation sans RTT : la moitié des salariés passés à 35 heures en 2000 est concernée par une période de l'ordre de deux ans de gel ou de modération salariale (Pham, 2002). C'étaient les trois quarts pour le dispositif incitatif « Aubry » avant 2000 (Doisneau, 2000). Les enquêtes *Acemo* confirment une modération plus marquée dans les dispositifs incitatifs : la comparaison des indices de salaires dans les entreprises passées à

#### Encadré 6 (suite)

entreprises de rester sans contrainte aux 39 heures jusqu'à fin 2001. Compte tenu des taux moyens de recours aux heures supplémentaires observés, les surcoûts possibles pour les entreprises restées à 39 heures résultent essentiellement de la majoration imputable de la 36<sup>e</sup> à la 39<sup>e</sup> heure.

Si cette majoration est rémunérée, et compte tenu du régime transitoire en vigueur sur la période d'estimation (cf. tableau), le surcoût sur la masse salariale peut être estimé à partir de cas types à moins de 1 % en 2000 et à moins de 2 % en 2001 (1). En outre, le paiement des majorations n'est pas la règle : en l'absence d'accord spécifique, la majoration est prise sous forme de repos compensateur, lequel est souvent octroyé dans des périodes basses d'activité. Le surcoût réel pour l'entreprise est alors bien inférieur. La nécessité

d'un accord préalable et la connaissance des pratiques conduisent à supposer que les majorations n'ont le plus souvent pas été rémunérées, diminuant d'autant le surcoût pour les entreprises.

*In fine*, il y a eu un faible surcoût pour les entreprises restées à 39 heures, lié aux heures supplémentaires ou à la hausse du Smic horaire qui a pu engendrer un impact négatif sur l'emploi. Celui-ci ne peut cependant pas être de nature à annuler les « effets asymétriques » observés sur l'emploi. D'autant plus qu'il faut prendre en compte l'existence de délais d'ajustement de l'emploi aux variations de son coût.

1. Soit  $4/39 \times 10\%$  en 2000 et  $4/39 \times 25\%$  en 2001.

#### Régime des heures supplémentaires en 2000 et 2001

	2000	2001
Contingentement de 130 heures applicable à partir de la...	38 <sup>e</sup> heure	37 <sup>e</sup> heure
Nombre d'heures du contingent mobilisées pour rester à 39 heures	70 heures	110 heures
Taux de majoration entre la 36 <sup>e</sup> et la 39 <sup>e</sup> heure	10 %	25 %
Surcoût pour rester à 39 heures quand la majoration est payée	< 1 %	2 %

*Lecture : en 2001, le contingent annuel de 130 heures était applicable aux établissements de 20 salariés ou plus, le calcul se faisant à partir de la 37<sup>e</sup> heure de travail hebdomadaire. Les semaines avec jours fériés ou de congés étant exclues du calcul relatif au contingent, environ 110 heures de ce contingent devaient être mobilisées pour rester à 39 heures. Lorsqu'un accord l'explicitait, le taux de majoration des heures supplémentaires étant de 25 % (sinon un repos compensateur était accordé par défaut), rester à 39 heures engendrait alors un surcoût de 2 % environ.*

*Champ : établissements de 20 salariés ou plus.*

*Source : Dares.*

35 heures à ceux dans les entreprises restées à 39 heures à structure de taille et de secteur d'activité comparables montre l'existence d'un différentiel de l'ordre d'un point sur deux ans pour les établissements « Robien » et de 0,7 point pour le dispositif incitatif « Aubry 1 ». Les premières analyses sur les « Aubry 2 » passés à 35 heures avant le 1<sup>er</sup> janvier 2000 (y compris les « Aubry 2 précurseurs ») montrent une modération moyenne légèrement inférieure sur un an et demi (cf. graphique III).

Toutefois, il n'est pas simple d'évaluer la totalité de la modération salariale liée à la RTT à partir de ces chiffres qui concernent des générations particulières d'entreprises passées aux 35 heures. En effet, fin 2001, la phase de modération n'est probablement pas terminée pour toutes les entreprises passées aux 35 heures dans le cadre de la seconde loi « Aubry ». De plus, beaucoup d'entreprises sont passées aux 35 heures sans aucune aide. Lorsque le passage aux 35 heures se faisait sans accord majoritaire, les aides structurelles « Aubry 2 » ne pouvaient par exemple pas être accordées. Dans Desplatz *et al.* (2004), une évaluation de la modération salariale imputable à la réduction du temps de travail, dans l'ensemble du champ des enquêtes *Acemo*, a été menée en comparant sur trois ans l'évolution des salaires dans l'ensemble des entreprises fin 2001 à celle dans les entreprises toujours à 39 heures à cette date. De fin 1998 à fin 2001, l'écart observé entre le salaire moyen des entreprises à 39 heures et l'indice correspondant pour l'ensemble des entreprises est de 0,9 point. Ces éléments sont calculés uniquement à partir des salaires de base : certains accords de RTT ont par ailleurs prévu des modifications dans l'octroi de primes, ce qui a pu accentuer également la modération salariale ; mais ceci n'est pas mesurable à partir des seules enquêtes trimestrielles *Acemo*.

Globalement, les évolutions salariales de l'ensemble des entreprises sont donc restées légèrement inférieures aux estimations résultant de leurs déterminants habituels sous l'effet de la modération salariale des entreprises passées à 35 heures.

### **Allègements et modération salariale ont permis d'éviter des coûts salariaux supplémentaires**

Pour les entreprises « Aubry 1 », les seules aides incitatives ont représenté, compte tenu des majorations effectives, environ 1 300 euros

(8 500 francs) par an et par salarié en moyenne sur cinq ans, soit près de 4 % du coût du travail moyen (5). Ajoutés à la modération salariale observée de près d'un point, elles auraient permis de financer le surcroît d'emplois nécessaires au maintien de la production. Pour les entreprises « Aubry 2 précurseurs », la modération salariale observée est plus faible, de l'ordre de 0,5 point fin 2001 et la baisse du coût du travail induite par les allègements de cotisations sociales est également moindre : de l'ordre de 1 100 euros par an (7 000 francs) soit 3 % du coût du travail ; mais les gains de productivité semblent plus importants, relativement à la durée : le financement semble là aussi équilibré (cf. graphique IV).

Au total, pour chaque type de RTT correspondant à chaque dispositif, les réorganisations du travail, les allègements de cotisations sociales et la modération salariale semblent avoir été suffisants pour assurer l'absence de coûts salariaux supplémentaires, donc l'absence de risques de dégradation de la compétitivité et du profit des entreprises.

### **Plus de 350 000 emplois auraient été créés de 1998 à 2002**

En l'absence d'effets asymétriques importants affectant la position concurrentielle des entreprises à 39 heures, le passage des évaluations microéconomiques à une estimation macroéconomique des effets de l'emploi sur les 35 heures peut être effectué.

Ce passage doit évidemment tenir compte du nombre des salariés concernés par la réduction du temps de travail dans chaque dispositif. Les enquêtes trimestrielles *Acemo* appariées aux sources administratives mesurent la part des salariés à temps complet à 35 heures dans le champ des entreprises de 10 salariés et plus (cf. encadré 5). Complétées d'une part avec des informations annuelles sur la réduction du temps de travail dans les entreprises de moins de 10 salariés, d'autre part avec des informations issues d'enquêtes relatives aux salariés à temps partiel, elles permettent d'estimer les effectifs de l'ensemble des entreprises à 35 heures par type de dispositif.

On applique ensuite aux effectifs passant à 35 heures les taux de créations nettes d'emplois

5. Ce chiffre moyen se déduit d'un salaire annuel moyen de l'ordre de 22 000 euros et d'un taux de cotisations sociales employeurs de 42 % ( $1\,300 / (22\,000 \times 142\%)$ ).

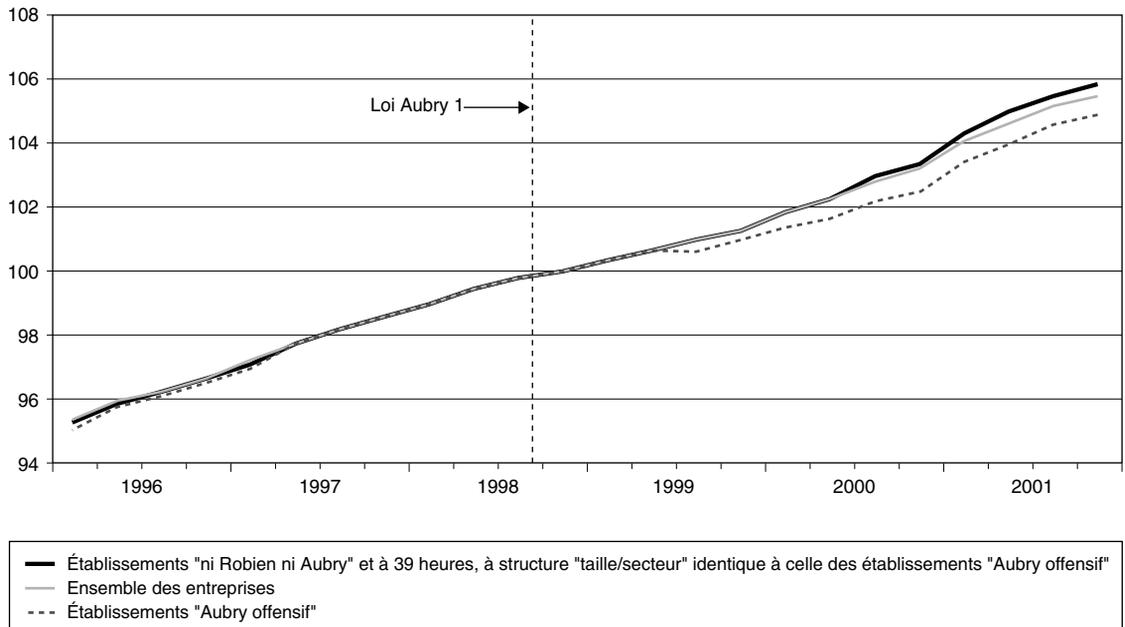
estimés pour chaque dispositif en tenant compte d'un délai de mise en œuvre de la réduction du temps de travail et d'un délai d'embauche. En retenant un taux de création nette d'emploi de l'ordre de 6 % pour les entreprises bénéficiaires de dispositifs incitatifs, et

de 3 % pour les autres entreprises passées à 35 heures, les effets nets directs totaux sont alors estimés à plus de 350 000 emplois de 1998 à 2002, dont 40 % induits par les dispositifs incitatifs (cf. tableau 2).

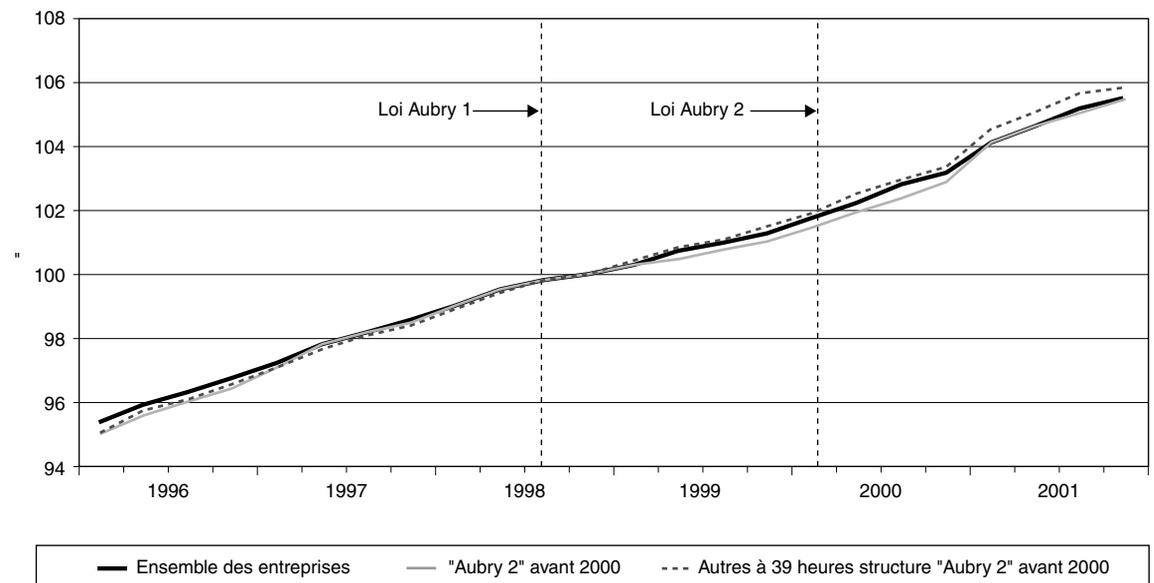
Graphique III

**Une modération salariale plus forte dans le dispositif incitatif : évolution des salaires en indice**

**A - Dispositif « Aubry 1 »**



**B - Dispositif « Aubry 2 » avant 2000**

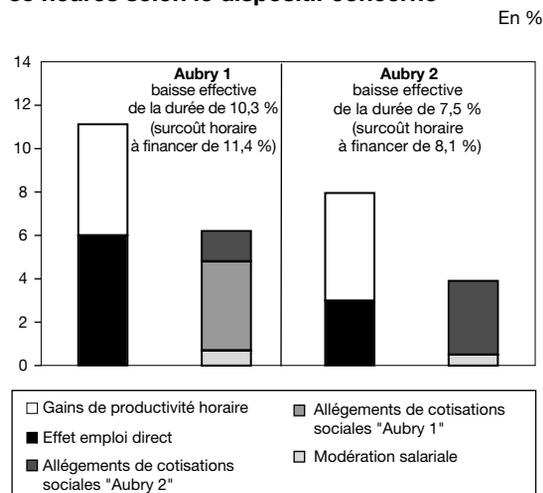


Lecture : par rapport au début de l'année 1998, les salaires de base (hors primes et hors rémunération des heures supplémentaires) des établissements passés à 35 heures dans le cadre du dispositif « Aubry 1 » ont augmenté de 5 % fin 2001. Dans le même temps, les salaires des établissements restés à 39 heures, à taille et secteur d'activité identiques, ont progressé de 6 %.  
 Source : Dares – enquêtes Acemo rapprochées aux fichiers des conventions « Robien » et « Aubry 1 » et à celui des demandes d'allègements « Aubry 2 ».

## Sans prise en compte d'effets sur l'emploi de la RTT, les équations macroéconomiques sous-estiment l'évolution de l'emploi

Les équations macroéconométriques reliant l'emploi à ses principaux déterminants (activité, durée et coût du travail notamment) complètent

Graphique IV  
L'équilibre « emploi-financement » des 35 heures selon le dispositif concerné



Lecture : ce graphique illustre la façon dont est financé en moyenne le surcoût horaire imputable à la RTT :

- pour les entreprises « Aubry 1 » (resp. « Aubry 2 »), à salaire mensuel instantanément inchangé, une baisse de 10,3 % (resp. 7,5 %) de la durée induit un surcoût horaire à financer de 11,4 % (resp. 8,1 %) ;

- sous l'hypothèse de neutralité de la RTT sur la production, des effets estimés sur l'emploi de 6 % (resp. 3 %) traduisent des gains de productivité horaire de 5,1 % (resp. 5,0 %) ;

- une modération salariale de l'ordre de 0,7 % (resp. 0,5 %) et des allègements « Aubry 1 » (resp. « Aubry 2 ») de l'ordre de 4,1 % (resp. 3,4 %) du coût du travail permet de compléter le financement du surcoût horaire ; pour les entreprises « Aubry 1 », une partie du financement, vient de la possibilité de cumuler en partie les allègements « Aubry 2 » (1,4 % du coût du travail) aux aides « Aubry 1 ».

Source : Dares – enquêtes trimestrielles Acemo rapprochées aux fichiers des conventions « Robien » et « Aubry 1 » et à celui des demandes d'allègements « Aubry 2 ».

la vision des effets directs mesurés à l'aide des données microéconomiques. Ces outils habituels de l'analyse conjoncturelle du marché du travail confortent les ordres de grandeur des effets sur l'emploi estimés ci-dessus.

Artus (2002), Baron *et al.* (2003), Husson (2002) ont cherché à mesurer les effets de la réduction du temps de travail en recourant aux équations d'emploi habituelles. En mesurant directement la contribution de la durée ou en comparant l'évolution simulée à celle observée *ex post*, ces calculs conduisent à des effets sur l'emploi attribués à la baisse de la durée du travail de l'ordre de 400 000 à 500 000 à court terme ou « cohérents avec les ordres de grandeur [...] fréquemment retenus dans les exercices d'évaluation des effets de la RTT » (Baron *et al.*, 2003).

Certes, l'exercice d'évaluation avec les équations macroéconomiques ne va pas de soi. Que les modèles retiennent ou non la durée collective comme variable explicative, plusieurs facteurs déterminant l'emploi peuvent en effet avoir été affectés par la réduction du temps de travail, comme le coût du travail (aides accompagnant les 35 heures, hausse du Smic), la proportion de salariés à temps partiel, ou même l'activité.

Par ailleurs, la France connaît depuis le début des années 1990 un nouveau ralentissement des gains de productivité (Lerais, 2001 ; graphique V) et il est difficile de distinguer ce qui est imputable aux allègements du coût du travail, à la réduction individuelle puis collective du temps de travail ou à d'autres facteurs qui ont marqué ces quinze dernières années.

Néanmoins, la croissance de l'activité a été particulièrement riche en emplois sur la période correspondant à la réduction du temps de

Tableau 2  
Chronologie des estimations des effets emplois nets directs globaux de 1999 à 2002

Effectifs en milliers au 31 décembre

	Taux de passage « aux 35 heures » (% du champ)	Dispositifs incitatifs		Dispositifs non incitatifs		Total	
		Effectifs concernés (1)	Effet « emploi cumulé »	Effectifs concernés (1)	Effet « emploi cumulé »	Effectifs concernés (1)	Effet « emploi cumulé »
1999	19	1 476	68	635	14	2 111	82
2000	46	2 129	139	2 963	96	5 092	235
2001	58	2 309	150	4 285	150	6 594	300
2002	68	2 325	154	5 707	202	8 032	356

(1) Avant effet emploi et croissance.

Champ : secteur concurrentiel non agricole.  
Source : Dares.

travail. Passeron et Perez-Duarte (2003) montrent que la prise en compte d'effets sur l'emploi liés aux 35 heures comparables à ceux évoqués permet de rendre compte des évolutions macroéconomiques de l'emploi. Ils utilisent ainsi une équation de volume horaire de travail avec des déterminants usuels (activité, coût du travail) et l'introduction d'effets estimés par ailleurs des différentes politiques de l'emploi : dispositifs spécifiques, allègements généraux de cotisations sociales et effets estimés de la RTT sur la productivité horaire du travail. Les simulations de ces équations avec ces déterminants usuels et les déterminants de politiques de l'emploi sont conformes aux évolutions de l'emploi observées sur la période 1998-2002.

### Analyses *ex ante* et évaluations *ex post* : les principales différences

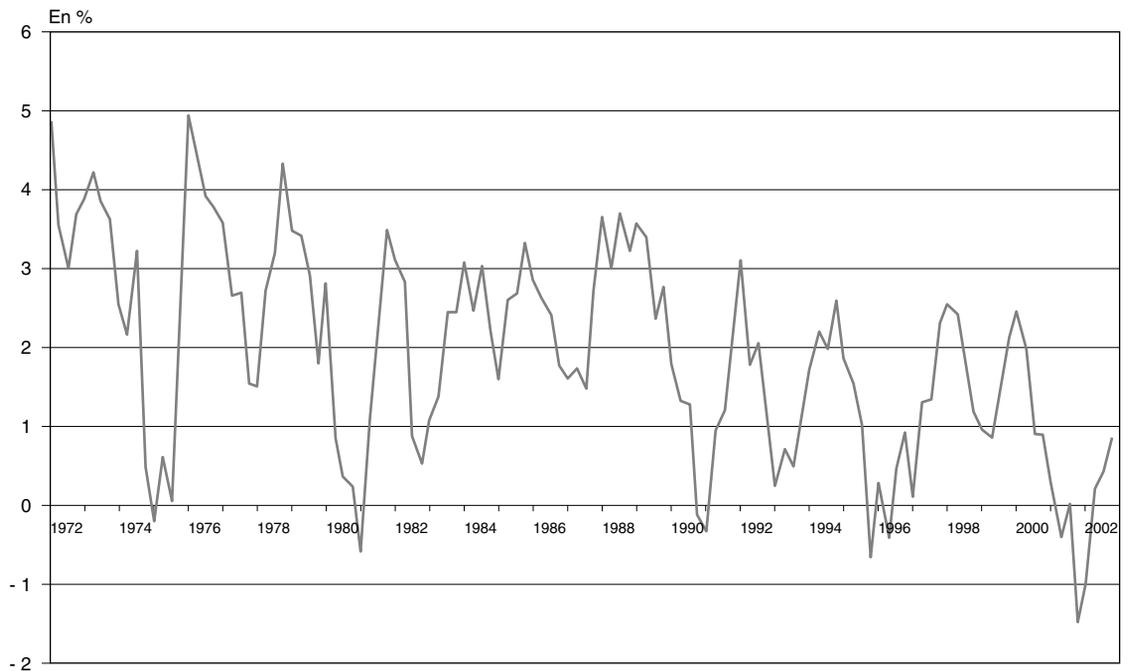
La différence la plus importante entre analyses *ex ante* et évaluations *ex post* concerne la baisse effective de la durée du travail. Cette baisse a finalement été moins importante que ce qui avait généralement été calculé dans les exercices de simulation *ex ante* (soit, à titre conventionnel,

- 10 %). D'une part, les salariés à temps partiel n'ont généralement pas réduit leur durée de travail, voire ont pu l'accroître, et la RTT a ralenti la progression du temps partiel. D'autre part, comme la seconde loi « Aubry » a été moins contraignante en termes de calcul d'heures de travail, certaines entreprises ont redéfini le calcul des heures et limité ainsi la baisse effective de la durée du travail.

La deuxième différence porte sur le champ observé : la réduction du temps de travail n'a pas concerné tous les salariés du secteur privé, en particulier du fait du séquençage selon la taille des entreprises du processus de baisse de la durée légale. Ainsi, fin 2003, seulement dix millions de personnes sont passées à 35 heures (soit 60 % du champ concerné). Pour les salariés des petites entreprises (moins de 10), ce taux est de 25 %.

Enfin, les gains de productivité ont sans doute été un peu plus dynamiques que ce qui avait été retenu dans les chiffreages *ex ante*. Ainsi, avec une hausse de 350 000 emplois liés à la RTT (2,5 % du champ concerné) pour une baisse de la durée du travail qui a été de l'ordre de 5 à 6 %,

Graphique V  
Productivité apparente du travail par tête de 1972 à 2002



Lecture : le rythme annuel de croissance de la productivité apparente du travail, c'est-à-dire du ratio entre valeur ajoutée et emploi (en personnes physiques) dans le champ concurrentiel non agricole était d'un peu plus de 2 % au cours des années 1980. De 1990 à 2003, la productivité a ralenti, la croissance passant en moyenne à 1 %.  
Champ : secteur concurrentiel non agricole.  
Source : comptabilité nationale.

les gains de productivité apparente du travail ont été de l'ordre de 40 à 50 % de la baisse de la durée du travail, au lieu d'un tiers dans les travaux *ex ante*. Les gains de productivité horaires ont même vraisemblablement été un peu plus forts *ex post* si l'on considère que la baisse de la durée du travail mesurée par les comptes nationaux n'est pas entièrement imputable à la réduction du temps de travail (hausse du nombre de jours de congés maladie, progression tendancielle du travail à temps partiel ; cf. *infra*).

Au total, les effets *ex post* sont moins importants, en grande partie parce que la baisse de la durée de travail a été moins importante et, de manière plus marginale, parce que les gains de productivité ont, semble-t-il, été un peu plus dynamiques que ce que retenaient les chiffres

*ex ante*. En cherchant un équilibre entre baisse de la durée du travail, gains de productivité, modération salariale et aide de l'État, le processus de RTT a conduit sur la période 1998-2002, selon les estimations retenues dans cet article, à un enrichissement rapide de la croissance en emplois (près de 350 000), sans déséquilibre financier apparent pour les entreprises.

L'évaluation des effets de retours financiers pour les administrations publiques est délicate et difficilement comparable aux simulations *ex ante*. D'une part, les allègements « Aubry 2 » visaient à financer le surcoût horaire lié à la RTT mais répondaient également à la logique d'abaissement du coût du travail pour les bas salaires. Ils ont donc pu contribuer largement à la création d'emplois non qualifiés. Or, les

#### Encadré 7

### LES GARANTIES MENSUELLES DE RÉMUNÉRATIONS ET L'HARMONISATION DU SYSTÈME DE MULTI-SMIC

La loi « Aubry 2 » a instauré un système de « garanties mensuelles » afin de maintenir, lors du passage à 35 heures, le pouvoir d'achat des rémunérations mensuelles des salariés payés au salaire minimum. De ce fait, dans les entreprises passées à 35 heures, le salaire horaire a augmenté mécaniquement dans les mêmes proportions que la baisse de la durée du travail. Le montant de la garantie mensuelle de rémunération (GMR) est fonction de la date de mise en œuvre de la RTT par l'entreprise : le Smic étant augmenté chaque année au 1<sup>er</sup> juillet, il y a donc une GMR créée par an. La GMR évolue ensuite selon un mécanisme d'indexation moins rapide que le Smic horaire. Le mécanisme de revalorisation de ce dernier n'ayant pas été modifié, les salariés au Smic dans les entreprises restées à 39 heures ont ainsi pu profiter des hausses du salaire horaire moyen des ouvriers (SHBO) du fait de la généralisation de la RTT dans les autres entreprises.

#### Assurer la convergence des Smic mensuels à l'horizon 2005

La loi « Fillon » de janvier 2003 a organisé la convergence du système de garanties de rémunération qui devait aboutir en 2005 selon la loi de janvier 2000. Au 1<sup>er</sup> juillet 2003, il n'y a pas eu de nouvelle création de garantie de rémunération. La dernière garantie (GMR 5) est celle créée le 1<sup>er</sup> juillet 2002. Les différentes garanties sont revalorisées en fonction de la seule inflation et ne dépendent plus du pouvoir d'achat du salaire mensuel de base, comme dans le dispositif précédent. Une convergence progressive des garanties mensuelles de rémunération vers la dernière garantie créée est programmée d'ici le 1<sup>er</sup> juillet 2005. À cet effet, des coups de pouces différenciés sur les garanties de rémunération sont prévus. Enfin, une convergence

progressive du Smic mensuel calculé sur la base de la nouvelle durée légale du travail et de la dernière garantie mensuelle de rémunération (GMR 5) est prévue d'ici le 1<sup>er</sup> juillet 2005, grâce à des coups de pouce successifs sur le Smic horaire. Ils correspondent à une hausse du pouvoir d'achat du Smic de 11,4 % sur la période 2002-2005. Durant cette période, les revalorisations du Smic ne dépendent plus que des hausses de prix.

Pour limiter l'impact des hausses induites de coûts horaires supportées par les entreprises restées à 39 heures la loi redéploie les allègements de cotisations sociales employeurs. Déconnectés de la durée collective du travail, les allègements de cotisations doivent être unifiés en même temps que les Smic et les garanties de rémunération d'ici 2005.

Pour les entreprises à 39 heures, le redéploiement est progressif à la fois en termes de montant d'allègement (au niveau du Smic, il passe à 18,6 % en 2002, et 26 % du salaire brut en 2005 en 3 étapes) et concernant le plafond d'éligibilité : de 1,3 à 1,7 Smic en 2005. À partir du 1<sup>er</sup> juillet 2003, pour les entreprises à 35 heures, il y a une ristourne dégressive de 26 % au niveau du Smic qui s'éteint à 1,7 Smic. Au niveau du Smic, l'allègement est équivalent à l'allègement de la loi « Aubry 2 » ; mais toute aide au-delà de 1,7 Smic, notamment l'aide structurelle « Aubry 2 » est supprimée. Au total, l'effet sur le coût du travail dépendra de la structure des salaires de chaque entreprise et de leur décision de modifier ou non leur hiérarchie salariale.

Enfin, le projet de loi de finances initiale pour 2005 a, par ailleurs, inscrit une nouvelle réduction du seuil maximal de salarié bénéficiant d'exonérations, le portant de 1,7 à 1,6 Smic au 1<sup>er</sup> janvier 2005.

retours financiers pour l'État (sociaux et fiscaux) dépendent étroitement de la structure des emplois créés. D'autre part, le système des prélèvements fiscaux et sociaux a fortement évolué sur la période 1998-2002 (baisse des taux d'imposition ou de taux de cotisations chômage) et il est très difficile de distinguer ce qui se serait passé sans les gains attribuables aux créations d'emplois liées aux 35 heures.

Ce résultat appelle deux remarques finales : quelle sera la pérennité des emplois ainsi créés entre 1998 et 2002 ? Mesure-t-on l'effet de la seule baisse de la durée du travail ou celle des allègements de cotisations sociales ?

\*  
\* \*

À ce jour, gains de productivité, modération salariale et allègements de cotisations sociales auraient permis de maintenir la compétitivité des entreprises à 35 heures. À l'avenir, la question reste délicate. Elle dépend, en grande partie, de la situation qui prévaudra à la suite de l'harmonisation du Smic et des garanties de rémunérations (cf. encadré 7) : la loi « Fillon » de janvier 2003 a précisé la façon dont cette harmonisation se réalise, via des « coups de pouce » sur le Smic compensés par des allègements de cotisations sociales. Reste que la dynamique des salaires à la suite de l'harmonisation sera déterminante dans la pérennisation des emplois. Cette dynamique dépend en outre de la pérennité du dispositif d'allègement de cotisations sociales : ce dispositif pour les entreprises à 35 heures, initialement annoncé comme pérenne par la loi « Aubry 2 », a déjà été réduit par la loi « Fillon » (suppression de tout allège-

ment au dessus de 1,7 Smic) puis au 1<sup>er</sup> janvier 2005 par la Loi de Finances initiale supprimant tout allègement au-dessus de 1,6 Smic. Ces modifications du dispositif d'allègement pour les entreprises passées à 35 heures déplacent le point d'équilibre du financement trouvé lors du passage à la RTT.

Pour ce qui est du seul effet de la réduction de la durée du travail, les travaux *ex ante* ont montré qu'un processus de RTT ne peut être accepté par les différents agents que si la baisse de la durée du travail s'accompagne d'autres changements : sur les salaires, les coûts et l'organisation de la production. Il paraît donc quelque peu illusoire de décomposer *ex post* les effets sur l'emploi de la RTT entre chacun de ces changements, ces effets dépendant de l'acceptation d'un ensemble de mesures indissociables. Pour ne prendre qu'un exemple, en l'absence d'allègement de cotisations sociales, certaines entreprises ne seraient pas passées à 35 heures, en particulier parce que le surcoût du maintien du salaire mensuel n'aurait pas été supportable. L'évaluation *ex post* qui est faite ici se veut donc globale. Par ailleurs, et c'est un point crucial, la temporalité joue un rôle majeur. Un consensus se dégage sur le fait que les allègements de cotisations sociales exercent bien des effets sur l'emploi mais qui mettent du temps à se produire (Malinvaud, 1998 ; OFCE, 2003). Par conséquent, même si les effets en retour sur les finances publiques peuvent être du même ordre de grandeur, il faut financer ces aides pendant une période assez longue. À l'inverse, la réduction du temps de travail a exercé très rapidement ses effets sur l'emploi et donc sur les recettes sociales et fiscales qui en résultent. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Acoff (2002)**, « Les entreprises bénéficiaires des allègements liés à la RTT à fin juin 2002 », *Acoff Stat*, n° 04.

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

**Aucouturier A.-L. et Coutrot T. (2000)**, « Prophètes en leurs pays. Les pionniers des 35 heures et les autres », *Travail et Emploi*, n° 82, Dares.

**Baron H., Befly P.-O., Fourcade N. et Mahieu R. (2003)**, « Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990 », document de travail, Insee.

**Brodaty T., Crepon B. et Fougère D. (2002)**, « Les méthodes microéconométriques d'évaluation : développements récents et applications aux politiques actives de l'emploi », *mimeo*, Insee.

- Bunel M. (2002a)**, « Les déterminants des embauches des établissements à 35 heures : aides incitatives, effet de sélection et modalité de mise en œuvre », Working Paper, 02-10, juin, Gate.
- Bunel M. (2002b)**, « Enquête *Passages* (Projets, Attitudes, Stratégies et Accords liés à la Généralisation des 35 heures) : Guide méthodologique et analyses préliminaires », *Document d'études*, n° 57, Dares.
- Bunel M., Coutrot T. et Zilberman S. (2002)**, « Le passage à 35 heures vu par les employeurs », *Premières Synthèses*, n° 17.2, Dares.
- Cahuc P. et Garnier P. (1997)**, *La réduction du temps de travail : une solution pour l'emploi ?*, Éditions Économica.
- Cerc (1999)**, « Le Smic », rapport, Paris, La documentation Française.
- Cette G., Durand B. et Tyl T. (1986)**, « Réorganiser le travail : une solution pour l'emploi ? », *Économie et Statistique*, n° 184, pp. 3-23.
- Cette G. et Gubian A. (1997)**, « La réduction de la durée du travail : les évaluations convergent-elles ? », in Cahuc P. et Garnier P. (1997), chapitre 1.
- Cette G. et Taddei D. (1997)**, *Réduire la durée du travail : de la théorie à la pratique*, Hachette, coll. Le Livre de Poche.
- CGP (1993)**, « L'économie française en perspective », rapport du groupe transversal « Perspectives économiques », présidé par J.-M. Charpin, Paris, Éditions La Découverte et « Choisir l'emploi », rapport du groupe « Emploi », présidé par B. Brunhes, Paris, La documentation Française.
- CGP (2001)**, « Réduction du temps de travail : les enseignements de l'observation », rapport de la commission présidée par H. Rouilleault, Paris, La documentation Française.
- Charpin J.-M. et Mairesse J. (1978)**, « Réduction de la durée du travail et chômage, éléments de réflexion en forme de modèle », *Revue Économique*, vol. 29, n° 1.
- Confais E., Cornilleau G., Gubian A., Lerais F. et Sterdyniak H. (1993)**, « Veut-on réduire le chômage ? », *Lettre de l'OFCE*, n° 112.
- Cornilleau G., Heyer E. et Timbeau X. (1998)**, « Les 35 heures en douceur ? », *Lettre de l'OFCE*, n° 171.
- Coutrot T. et Gubian A. (2000)**, « La réduction du temps de travail au milieu du gué », *Revue Économique*, 51 (3), pp. 535-545.
- Crépon B., Leclair M. et Roux S. (2004)**, « Réduction du temps de travail, productivité et emploi : nouvelles estimations sur données d'entreprise », dans ce numéro d'*Économie et Statistique*.
- Dares (1998)**, « L'impact macroéconomique d'une politique de réduction de la durée du travail », *Premières Synthèses*, n° 05.2, Dares.
- Dares-BDF-OFCE (1998)**, « l'impact macroéconomique d'une politique de RTT : l'approche par les modèles macroéconomiques », document de travail, n° 17, Dares.
- Dares-DP-Insee (1997)**, « Bilan économique et social de la France », Paris, La documentation Française.
- Desplatz R., Jamet S., Passeron V. et Romans F. (2004)**, « La modération salariale en France depuis le début des années 1980 », *Économie et Statistique*, n° 367, pp. 39-67.
- Direction de la Prévision (1998)**, « Évaluation de l'impact de la réduction du temps de travail », *mimeo*.
- Dormont B. (1997)**, « L'influence du coût du travail sur la demande de travail », *Économie et Statistique*, n° 301-302, pp. 95-109.
- Doisneau L. (2000)**, « Les conventions de réduction du temps de travail de 1998 à 2000 : embaucher, maintenir les rémunérations, se réorganiser », *Premières Synthèses*, n° 45.2, Dares.
- Fiole M., Passeron V. et Roger M. (2000)**, « Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail », *Document d'études*, n° 35, Dares.
- Fiole M. et Roger M. (2002)**, « Les effets sur l'emploi de la loi du 11 juin 1996 sur la réduc-

tion du temps de travail », *Économie et Statistique*, n° 357-358, pp. 3-22.

**Gubian A. (2000)**, « Les 35 heures et l'emploi : d'une loi Aubry à l'autre », *Regard sur l'actualité*, n° 258.

**Gubian A. (1998)**, « Les 35 heures et l'emploi : loi Aubry de juin 1998 », *Regard sur l'actualité*, n° 245.

**Heckman J.J., Lalonde R.J. et Smith J.A. (1999)**, « The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs », in *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, Ashenfelter O. et Card D. (eds.), North Holland, Amsterdam, pp. 1865-2097.

**Husson M. (2002)**, « Réduction du travail et emploi, une nouvelle évaluation », *La Revue de l'Ires*, n° 38, 2002/1, pp. 79-108.

**Jugnot S. (2002)**, « Combien d'emplois créés par la réduction du temps de travail », *Données sociales, La société française, Édition 2002-2003*, Insee, pp. 255-262.

**Leclair M. (2002)**, « Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production », document de travail de la DESE, Insee.

**Lerais F. (2001)**, « Une croissance plus riche en emplois » *Premières Synthèses*, n° 02.07.1, Dares.

**Malinvaud E. (1998)**, « Les cotisations sociales à la charge des employeurs : analyse économique », *Rapport du Conseil d'Analyse Économique*, n° 9.

**OFCE (2003)**, « L'évaluation des politiques économiques en débat : débat sur les allègements de cotisations sociales sur les bas salaires », *Revue de l'OFCE*, n° 85, pp. 210-234.

**Oudiz G., Raoul E. et Sterdyniak H. (1979)**, « Réduire la durée du travail, quelles conséquences ? », *Économie et Statistique*, n° 111, pp. 3-17.

**Passeron V. (2000a)**, « Poursuite de la croissance du nombre d'heures travaillées au premier semestre 2000 », *Premières Informations*, n° 48.2, Dares.

**Passeron V. (2000b)**, « Les 35 heures, l'emploi et les salaires », *Premières Synthèses*, n° 50.2, Dares.

**Passeron V. (2002)**, « 35 heures : trois ans de mise en œuvre du dispositif Aubry 1 », *Premières Synthèses*, n° 06.2, Dares.

**Passeron V. et Perez-Duarte S. (2003)**, « La reprise se fera-t-elle sans emploi ? », *Note de conjoncture de l'Insee*, décembre.

**Pham H. (2002)**, « Les modalités de passage à 35 heures en 2000 », *Premières Synthèses*, n° 06.3, Dares.

**Rubin D.B. et Rosenbaum P.R. (1983)**, « The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects », *Biometrika*, 70 (1), pp. 41-55.

**Ulrich V. (2001)**, « Le temps partiel subi diminue depuis 1998 », *Premières Synthèses*, n° 42.2, Dares.

# RTT, productivité et emploi : nouvelles estimations sur données d'entreprises

**Bruno Crépon, Marie Leclair et Sébastien Roux\***

---

Les données individuelles d'entreprises permettent *a priori* de mesurer l'effet de la RTT sur l'emploi au travers de la comparaison entre entreprises passées à 35 heures et entreprises restées à 39 heures. Une telle comparaison doit porter sur des entreprises aussi semblables que possible. Cependant, certaines questions subsistent : l'information dont on dispose suffit-elle à repérer les entreprises comparables, ou existe-t-il aussi des caractéristiques microéconomiques non mesurées qui différencient les deux groupes ? Les entreprises ont-elles la même capacité de s'adapter à la RTT ? Enfin, peut-on considérer que les effets de la RTT n'ont concerné que les entreprises passées à 35 heures, ou y-a-t-il aussi eu des effets indirects sur celles restées à 39 heures ?

Ces questions sont complexes. On les examine en abordant d'abord les effets de la RTT sur la production et la productivité. Ainsi, à caractéristiques comparables, les entreprises passées à 35 heures dans le cadre de la loi Aubry I ont vu, entre 1997 et 2000, leur productivité globale des facteurs – qui reflète leur capacité à produire à effectifs et capital inchangés – diminuer faiblement, d'environ 3,7 % par rapport à celles restées à 39 heures fin 2000, alors que le passage à 35 heures aurait dû diminuer dans ces entreprises le temps de travail hebdomadaire de 4 heures, soit 10,2 %. Dans le même temps, l'emploi dans ces entreprises aurait augmenté de 9,9 % par rapport aux entreprises restées à 39 heures.

L'examen simultané de ces effets sur la productivité globale des facteurs avec ceux induits sur l'emploi et les salaires permet d'examiner au travers de quel scénario la RTT a pu créer de l'emploi. Les pertes de productivité auraient été inférieures aux effets de la modération salariale et des allègements de charges. Les entreprises Aubry I auraient donc tiré parti de la RTT pour réduire leurs coûts de production unitaires. Cette baisse des coûts de production aurait ainsi pu contribuer au dynamisme de leur emploi. Les mécanismes de partage du travail ne semblent pas prépondérants dans ces évolutions.

---

\* Au moment de la rédaction de cet article, Bruno Crépon appartenait au Crest, Marie Leclair et Sébastien Roux à la division Marchés et stratégies d'entreprise.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Les auteurs remercient Didier Blanchet, Pierre Cahuc, Nicolas Deniau, Jean-Marc Germain, Stéphane Jugnot, Frédéric Lerais, Françoise Maurel, Vladimir Passeron, Muriel Roger, les participants aux Journées de Microéconomie Appliquée 2003, au séminaire d'économie de l'université d'Évry de novembre 2004, au séminaire Fourgeaud de novembre 2003, au séminaire Recherche de février 2003 et aux séminaires D3E et MSE de l'Insee. Ils remercient également deux rapporteurs anonymes de la revue pour leurs remarques, mais restent seuls responsables des erreurs ou omissions qui peuvent subsister.

À la suite des deux lois Aubry, plusieurs études micro-économétriques ont cherché à évaluer l'impact des dispositifs de réduction du temps de travail. Ces travaux reposent sur la comparaison des évolutions d'emploi des entreprises passées à 35 heures et de celles restées à 39 heures (1). Ils concluent que les lois Aubry ont conduit à de fortes créations d'emploi (Fiolo, Passeron et Roger, 2000 ; Bunel et Jugnot, 2003), mais la portée de ces résultats est parfois contestée (2). Cet article propose une nouvelle évaluation qui éclaire la portée de tels travaux et la robustesse de leurs résultats.

Cet examen se fera selon deux axes principaux.

D'une part, une limite des travaux existants est qu'ils ne s'intéressent qu'aux effets de la RTT sur l'emploi et les salaires. Le diagnostic sera complété par l'examen des effets sur d'autres variables, telles que la production ou la productivité. Un même constat sur les effets emploi de la RTT s'interprète différemment selon ce qu'ont été les évolutions de ces deux autres variables. Pour simplifier, il est usuel de distinguer deux scénarios polaires pour expliquer l'effet sur l'emploi d'une réduction du temps de travail. Le premier correspond au scénario de *partage du travail* : les entreprises doivent fournir un niveau de production qui leur est imposé car contraint par la demande. Les entreprises s'ajustent à cette demande en procédant à des recrutements d'autant plus importants que la productivité a fortement diminué : une forte chute de la productivité se traduit par de fortes créations d'emploi.

Le second scénario est dit *classique* : les entreprises choisissent le niveau de production qui maximise leur profit. Leur activité ne dépend plus que de leurs propres capacités de production et de leurs coûts. L'évolution du coût unitaire de production s'avère alors déterminante : si la productivité par tête (3) baisse plus que le coût du travail par tête, le coût unitaire de production augmente, ce qui conduit l'entreprise à diminuer son niveau d'emploi. En revanche, si le coût du travail baisse plus que la productivité par tête, notamment du fait des abaissements de charges et de la modération salariale, le coût unitaire de production diminue, ce qui conduit l'entreprise à augmenter son activité et *in fine* à embaucher. Dans ce scénario, les entreprises créent donc d'autant plus d'emplois que les pertes de productivité par tête sont faibles. Tel pourra être le cas si les entreprises limitent les pertes de productivité en jouant sur une forte réorganisation ou une forte intensification du travail (4). On cherchera par la même occasion à déterminer duquel de ces

deux scénarios relèvent les évolutions enregistrées entre 1997 et 2000.

L'autre axe d'enrichissement concerne la méthode d'estimation. Les travaux précités comparent les entreprises passées à 35 heures et celles restées à 39 heures, une fois tenu compte d'un certain nombre de facteurs *observables* qui différencient ces deux groupes. Ces contrôles éliminent une partie des biais affectant une comparaison directe des évolutions d'emploi entre les deux types d'entreprises. Mais on peut se demander si ces contrôles sont suffisants. Trois biais additionnels sont en effet susceptibles d'exister.

Tout d'abord, avec ou sans RTT, la dynamique de l'emploi ou d'activité des deux groupes d'entreprises dépend non seulement de variables observables, mais aussi d'un certain nombre de variables supplémentaires, variables dites « *inobservables* », dont les effets ne peuvent pas être contrôlés par les procédures directes qui sont mises en œuvre dans la plupart des études existantes (5). Le biais qui en résulte sera par la suite appelé *biais d'hétérogénéité inobservée*.

En second lieu, les entreprises diffèrent non seulement par leurs tendances générales d'emploi ou

---

1. Un grand nombre de travaux plus macroéconomiques ont cherché à estimer l'effet de la RTT avant sa mise en œuvre. L'intérêt principal de ces travaux est qu'ils prennent en compte dans un cadre cohérent l'ensemble des effets attendus de la réduction du temps de travail : ils ont permis de simuler différents scénarios de mise en place de cette réforme. Leur inconvénient est toutefois double : d'une part, ils ne reposent pas sur une observation objective des effets d'une réduction du temps de travail, car le plus souvent réalisés avant la réforme, d'autre part ils ne prennent pas en compte l'hétérogénéité des situations, fondement de la méthode présentée dans cet article (cf. Cahuc et d'Autume (1999) pour une présentation de ces modèles macro-économiques).

2. De Coninck (2004) dans une étude non encore publiée, exploite un effet de seuil induit par les lois Aubry. Il compare les évolutions d'emploi des entreprises de moins de 20 salariés (a priori non concernées) et de plus de 20 salariés (obligées de réduire leur temps de travail à partir de 2000). En appliquant une estimation de type « *regression discontinuity* », il montre que les entreprises de juste moins de 20 salariés ont plus augmenté leur emploi que celles de juste plus de 20 salariés. Cette différence d'évaluation, qui va dans le sens opposé des études précitées, est attribuée à la réduction du temps de travail (cf. infra pour une interprétation alternative de ces effets).

3. Le concept de productivité par tête est introduit ici pour simplifier le discours : la variable examinée dans le corps du texte est la productivité globale des facteurs, ceux-ci correspondant au capital et au travail, mesuré par les effectifs de l'entreprise et non les heures travaillées (cf. encadré 3).

4. Une formalisation fruste de ces deux mécanismes est proposée en encadré 4.

5. Les études précitées (à l'exception de Bunel (2005) et de De Coninck (2004)) s'appuient au mieux sur des estimateurs en différences premières ou en doubles différences. Dans chacun des cas, l'idée est de comparer l'évolution d'emploi d'entreprises passées ou non à 35 heures mais très similaires entre elles, cette similarité étant appréciée à l'aide de variables observables. Ces méthodes ne permettent donc pas de contrôler les caractéristiques non observées affectant à la fois la décision de passer à 35 heures et les évolutions d'emploi.

de productivité, mais aussi dans leurs capacités d'adaptation à la RTT : on parlera de *biais d'hétérogénéité des effets du traitement*. Si une telle hétérogénéité existe, on s'attend à ce que les entreprises qui ont anticipé le passage à 35 heures soient précisément celles pour qui la mesure était *a priori* la plus profitable ou la moins pénalisante. Un tel biais pose problème lorsqu'on prétend extrapoler les effets mesurés à l'ensemble des entreprises. Ce qui est observé sur les entreprises passées à 35 heures ne donne alors aucune information sur les effets qu'aurait eus ou pourrait avoir la RTT sur les entreprises restées à 39 heures.

Enfin, un dernier biais résulte de ce qu'on appelle des *effets de bouclage* : mesurer les effets de la RTT en prenant comme base de comparaison (ou groupe de contrôle) les entreprises restées à 39 heures suppose que celles-ci n'aient pas été affectées par le processus de RTT. Si tel n'est pas le cas, ce qui est plausible, il faut essayer de contrôler ces effets en retour. Ils empêchent de considérer la population des entreprises restées à 39 heures comme un point de référence valide, et ils doivent être pris en compte si on veut porter un jugement macro-économique global sur la mesure. L'effet macroéconomique est en effet la moyenne de l'effet direct mesuré sur les entreprises passées à 35 heures et de l'effet indirect observé sur les entreprises restées à 39 heures.

Comme on le verra, le travail présenté ici ne fournit pas de réponses définitives au problème du contrôle de ces biais. Il est d'ailleurs probable que certains de ces biais sont impossibles à éliminer totalement. Ceci incite à la prudence dans l'interprétation de l'ensemble des résultats, d'autant que d'autres biais peuvent encore exister, tels que l'*effet de sélection dans l'échantillon*. Pour observer des évolutions individuelles d'entreprises, il faut s'assurer qu'elles sont présentes au début et à la fin de la période considérée (cf. encadré 2).

Pour toutes ces raisons, cet article se veut essentiellement méthodologique. Il illustre, sur le cas exemplaire de la RTT, les difficultés de l'évaluation empirique des effets d'une politique économique. En particulier, en se restreignant aux entreprises pérennes, il n'examine pas les effets de la RTT sur les probabilités de survie des entreprises, ce qui aurait pu affecter les évolutions globales d'emploi.

Dans la première partie, on reconduit les méthodes d'estimation préexistantes, c'est-à-dire des comparaisons entre entreprises en se bornant à contrôler leur hétérogénéité directement observable. En dehors d'une confirmation éventuelle des effets apparents sur l'emploi des études antérieures, cette section étendra ce type d'approche à d'autres variables que l'emploi et les salaires, telles que la productivité. Cet élargissement est rendu possible par l'utilisation d'une base de données plus riche.

L'existence et les conséquences des trois types de biais mentionnés plus haut sur les effets de la RTT sont abordées dans les deux parties suivantes, d'abord dans le cas de la *productivité*, puis dans celui de l'*emploi*. Pour chacune de ces deux variables, ces conséquences permettent de confirmer ou d'infirmer les résultats donnés dans la première partie (selon qu'il existe ou non des biais d'hétérogénéité inobservée). Il devient également possible de savoir, pour la productivité et l'emploi, si les effets de la RTT (estimés dans le cas des entreprises effectivement passées à 35 heures) sont extrapolables à celles restées à 39 heures (existence éventuelle de biais des effets du traitement), et si les entreprises restées à 39 heures constituent un bon groupe de référence pour apprécier les conséquences de la RTT sur les autres entreprises (existence éventuelle d'un biais de bouclage).

La dernière partie tente de dégager quelques conclusions de ces estimations : dans quelle mesure la RTT a-t-elle pu aboutir, dans les entreprises qui sont passées aux 35 heures, à une réduction des coûts de production unitaires ? Dans cette hypothèse, son efficacité aurait pu résulter de ressorts classiques, autant que des effets du partage du travail. Ces effets classiques ont-ils également joué sur les entreprises restées à 39 heures ? Et dans quel sens ? Du fait de la RTT, ces dernières ont eu à faire face à une croissance plus soutenue du Smic qui pourrait avoir eu des conséquences négatives sur leur emploi.

## **Gains de productivité horaire, coût du travail et emploi**

**D**ans un premier temps, on a comparé les évolutions des principales variables économiques des entreprises, selon qu'elles sont ou non passées à 35 heures, en ne tenant compte que des facteurs d'hétérogénéité observable.

Un préalable est de rappeler les principaux dispositifs de réduction du temps de travail intervenus entre 1997 et 2000.

### Trois dispositifs de passage aux 35 heures

La réduction du temps de travail légal a été régie par trois lois : la loi Robien et les deux lois Aubry. Ces lois ont successivement proposé aux entreprises des modalités de réduction du temps de travail qui diffèrent par la date de ce passage, par l'ampleur effective de la réduction du temps de travail, par le montant des aides de l'État et par les engagements demandés à l'entreprise en termes de créations d'emploi (cf. encadré 1).

Compte tenu de cette diversité, évaluer les effets du passage à 35 heures implique d'en distinguer les principales modalités. Ainsi, cette évaluation concernera-t-elle les trois modalités principales de la réduction du temps de travail à partir de 1998, dénommées par la suite dispositif « Aubry I aidées », dispositif « Aubry II précurseurs » et dispositif « Aubry II ». L'identification des entreprises passées à 35 heures dans les fichiers utilisés (fichier des BRN, DADS) est détaillée dans l'annexe 1.

Les entreprises relevant du cadre Aubry I aidées sont passées à 35 heures entre juillet 1998 et janvier 2000. En plus des allègements de charges, elles ont bénéficié d'aides incitatives puis des aides structurelles à partir de janvier 2000. D'après la loi, elles devraient légalement réduire effectivement leur temps de travail de 10 % et augmenter l'emploi de 6 %. Elles représentaient 17 % des entreprises de plus de 20 salariés fin 2000 (« volet offensif », cf. encadré 1).

Les entreprises Aubry II précurseurs sont passées à 35 heures avant janvier 2000 sans avoir demandé d'aides incitatives. Elles n'étaient, à ce titre, pas soumises aux obligations de créations d'emploi des Aubry I aidées, ni à une réduction effective de la durée du travail de 10 % (6). Elles bénéficiaient également des aides structurelles à partir de janvier 2000. Elles représentaient 3,4 % des entreprises de plus de 20 salariés.

Les entreprises Aubry II enfin, ont bénéficié, à compter de l'année 2000, d'aides structurelles annuelles et n'étaient pas non plus soumises aux obligations légales de créations d'emploi et de réduction effective du temps de travail. En 2000, 12,9 % des entreprises de plus de 20 salariés étaient passées à 35 heures dans ce cadre.

En 2000, 52,2 % (7) des entreprises de plus de 20 salariés n'étaient pas passées à 35 heures. Ces entreprises sont plus petites : seulement 23,2 % des salariés travaillant dans des entreprises de plus de 20 salariés étaient encore à 39 heures fin 2000. Elles constituent le groupe de contrôle permettant d'évaluer les effets des différents dispositifs de réduction du temps de travail sur l'évolution de l'emploi, de la productivité et des coûts salariaux entre 1997 et 2000.

### Les entreprises passées à 35 heures avaient déjà auparavant des évolutions différentes

Les précédentes études statistiques sur données microéconomiques (Fiole, Passeron et Roger, 2000 ; Fiole et Roger, 2002 ; Jugnot, 2002 ; Bunel, 2005) s'intéressaient principalement à l'emploi. Alors que la plupart de ces travaux se limitaient aux entreprises de plus de 50 salariés, l'étude présentée dans cet article concerne les entreprises de plus de 20 salariés. Cet élargissement du champ est rendu possible par l'utilisation (sur la période 1993 - 2000) d'une nouvelle source de données d'entreprises, les données fiscales des entreprises soumises au régime du Bénéfice Réel Normal (BRN) (cf. encadré 2). En dehors des évolutions d'emplois, ces données fiscales fournissent des informations sur les salaires, le coût salarial (y compris les aides à la réduction du temps de travail), la valeur ajoutée et le capital.

On peut alors comparer les évolutions d'emploi, de valeur ajoutée, de capital des entreprises entre 1993 et 2000 selon leur situation par rapport aux 35 heures fin 2000.

Entre 1993 et 2000, l'évolution de l'emploi des entreprises signataires d'un accord Aubry I aidées est en moyenne de 27 % alors qu'elle n'est que de 15 % pour les entreprises encore à 39 heures fin 2000 (8). Ces différences d'évolution se sont

6. Ces entreprises peuvent en effet atteindre une durée légale de 35 heures de travail hebdomadaire en redéfinissant leur temps de travail. Notamment, elles peuvent exclure de la mesure du temps de travail des pauses ou une sixième semaine de vacances qui ne l'étaient pas auparavant. Dès lors, la réduction effective de leur temps de travail est inférieure à 10 %.

7. 14,5 % des entreprises déclarent un horaire de 35 heures sans percevoir aucune aide (y compris une aide structurelle Aubry II). Ces entreprises particulières sont enlevées de l'analyse, une grande partie correspondant à des problèmes dans le suivi de leurs déclarations.

8. Ces croissances de l'emploi sont importantes compte tenu de la période. Du moins ne concernent-elles que les entreprises de plus de 20 salariés pérennes sur la période 1993-2000, les seules étudiées dans cette partie. Comme seules les entreprises pérennes sont incluses dans l'analyse, on ne tient pas compte des pertes d'emploi liées à la disparition d'entreprises.

## Encadré 1

### LES LOIS ET LES DIFFÉRENTS TYPES D'ACCORD DE RÉDUCTION DU TEMPS DE TRAVAIL

Trois lois ont encadré la réduction du temps de travail jusqu'à 35 heures hebdomadaires, dans les établissements. Si les deux premières lois, la loi du 11 juin 1996, dite Robien et la loi du 13 janvier 1998, dite Aubry I, n'étaient qu'incitatives, la loi du 19 janvier 2000, dite Aubry II, réduit la durée légale du travail dans tous les établissements de plus de 20 salariés.

Les conditions de réduction du temps de travail dans le cadre de ces deux dernières lois sont détaillées ci-dessous.

#### La Loi du 13 juin 1998, dite Aubry I

Comme la loi Robien, la loi Aubry I incite les établissements à réduire leur temps de travail en créant ou préservant des emplois en contrepartie d'aides importantes.

Pour obtenir les aides, l'entreprise doit effectivement réduire son temps de travail d'au moins 10 %, ce qui lui permet d'atteindre une durée collective hebdomadaire de 35 heures. La loi Aubry I contenait deux volets : un offensif et un défensif. Dans le cas du volet offensif, les entreprises s'engagent à créer des emplois, au moins 6 % (10 % dans le cadre de la loi Robien). Le volet défensif, dans le cas où la réduction du temps de travail permet d'éviter un plan social et des licenciements économiques, donne accès également à ces aides.

L'aide est attribuée pour chacun des employés auquel s'applique la réduction du temps de travail ainsi que pour ceux nouvellement embauchés. Elle consiste en des avantages, sous forme de réductions de cotisations sociales patronales, forfaitaires et dégressives pendant cinq ans à compter de la date d'entrée en vigueur de la réduction du temps de travail. L'aide est dégressive dans le temps pour inciter aux réductions du temps de travail rapides.

La sortie de ce système d'aides, dites **incitatives**, est assurée par la loi Aubry II.

#### La Loi du 19 janvier 2000, dite Aubry II

Pour les établissements de plus de 20 salariés, la seconde loi met en place de nouveaux allègements de cotisations patronales comprenant deux composantes qui s'ajoutent :

- une aide pérenne et forfaitaire pour les entreprises aux 35 heures de 4 000 francs par an et par salarié.
- des allègements de charges sur les bas et moyens salaires de 17 500 francs par an et par salarié au Smic, dégressifs pour des salaires plus élevés jusqu'à 1,8 fois le Smic.

Ces aides, dites **structurelles**, s'appliquent aux entreprises ne bénéficiant pas d'autres aides à la réduction du temps de travail, si l'entreprise a signé un accord majoritaire (1) fixant la durée du travail à 35 heures sur la semaine ou à 1 600 heures sur l'année (2) et compor-

tant un certain nombre de clauses (durée du travail, nombre d'embauches prévues ou d'emplois préservés). Par ailleurs, certaines entreprises sont non éligibles aux aides : c'est le cas des grandes entreprises publiques par exemple.

Les entreprises, bénéficiant déjà des aides incitatives, peuvent bénéficier des allègements de charges sur les bas et moyens salaires, puis de l'aide pérenne quand les aides incitatives cessent.

#### Les différentes catégories d'entreprise passées à 35 heures

On distingue fin 2000, six types d'entreprises, parmi les entreprises de plus de 20 salariés, dont cinq réunissent des entreprises passées à 35 heures :

- Certaines entreprises sont restées à 39 heures malgré la réduction de la durée légale du travail et payent à leurs salariés des heures supplémentaires.
- Les entreprises Robien sont passées à 35 heures avant juillet 1998 dans le cadre d'une convention Robien.
- Les entreprises Aubry I aidées (volet offensif) : elles sont passées aux 35 heures entre juillet 1998 et janvier 2000. En plus d'allègements de charges, elles bénéficient d'abord d'aides incitatives, puis des aides structurelles. Elles sont contraintes légalement à réduire effectivement leur temps de travail de 10 % et à augmenter l'emploi de 6 %, dans un délai d'au plus un an après la réduction du temps de travail.
- Les entreprises Aubry II précurseurs : elles sont passées aux 35 heures avant janvier 2000 mais n'ont pas demandé les aides incitatives. Elles ne sont pas, à ce titre, soumises aux obligations de créations d'emploi des entreprises Aubry I aidées, ni à une réduction effective de la durée du travail de 10 %. Elles bénéficient également des aides structurelles à partir de janvier 2000.
- Les entreprises Aubry II : elles sont passées aux 35 heures après janvier 2000. Elles bénéficient d'aides structurelles et ne sont pas non plus soumises aux obligations légales de créations d'emploi et de réduction du temps de travail.
- Certaines entreprises réduisent leur temps de travail sans recevoir d'aides, soit parce qu'elles sont non éligibles aux aides, soit parce qu'elles ne le demandent pas.

1. Un accord est majoritaire s'il est signé par une ou plusieurs organisations syndicales ayant recueilli, lors des dernières élections au comité d'entreprise ou des délégués du personnel, la majorité des voix ou s'il est approuvé par la majorité du personnel. Les entreprises de moins de 50 salariés peuvent appliquer par ailleurs un accord de branche étendu ou agréé.  
2. Ce passage à 35 heures était suffisant pour recevoir les aides sans conditions supplémentaires sur la réduction effective du temps de travail à 10 %. Des entreprises ont pu ainsi afficher une durée hebdomadaire de 35 heures sans baisser effectivement leur temps de travail de 10 %. Pour cela, elles ont redéfini leur temps de travail en excluant des pauses ou une sixième semaine de congés payés, auparavant comprises dans le calcul de leur durée du travail.

## Encadré 2

### LES DONNÉES ET LE CHAMP DE L'ÉTUDE

#### Deux sources de données complémentaires

On utilise les données fiscales issues du BRN (Bénéfice Réel Normal) de 1997 et 2000. L'avantage de cette source par rapport aux enquêtes utilisées jusqu'ici pour l'étude des 35 heures est qu'elle fournit une information sur les performances des entreprises (valeur ajoutée, excédent brut d'exploitation, immobilisation brute, endettement, etc.). Elle couvre également un champ très large, défini en fonction du régime de déclaration fiscale des entreprises. Au-delà d'un certain chiffre d'affaires, toutes les entreprises doivent faire leur déclaration au régime du BRN. Enfin, cette source permet d'avoir des données de panel grâce auxquelles on peut contrôler des caractéristiques passées des entreprises.

Les variables de contrôle sont enrichies avec une autre source exhaustive, les Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS) de 1997 à 2000. Ces déclarations regroupent par entreprise l'information sur la rémunération des salariés, leurs horaires et leurs caractéristiques. On peut ainsi reconstituer la structure de la main-d'œuvre de l'entreprise par qualification, âge, sexe. Les DADS permettent également de reconstruire un certain nombre de variables contrefactuelles qui ont pu affecter les décisions des entreprises et qui serviront de variables instrumentales. Parmi celles-ci, on calcule, en fonction de la structure salariale de l'entreprise, les aides qu'elle aurait reçues si elle était passée aux 35 heures dans le cadre d'un accord Aubry II mais également le renchérissement du coût du travail dû à l'augmentation différente des Smic (Smic multiples), si elle retarde la réduction de son temps de travail (cf. annexe 2).

#### Le champ d'étude

On se restreint tout d'abord aux entreprises de plus de 20 salariés (en 1997) c'est-à-dire celles qui étaient légalement obligées de réduire leur temps de travail avant le 1<sup>er</sup> janvier 2000. On exclut également les secteurs de l'agriculture, de l'éducation, de la santé et de l'action sociale, de l'administration ainsi que les activités financières et immobilières. Enfin, on se désintéresse des accords de réduction du temps de travail ambigus (les entreprises inéligibles aux aides dans la mesure où ce sont des entreprises très spécifiques, les Aubry I aidées défensif qui ont des trajectoires d'emplois très particulières et sont très peu nombreuses, les petites Aubry II qui reçoivent des aides incitatives car elles ne sont présentes que suite à l'agrégation des établissements en entreprise, celles dont on ignore si elles ont reçu ou non des aides structurelles et les entreprises Robien qui ont réduit leur temps de travail avant les autres) (cf. annexe 1).

Enfin, on conserve les entreprises pérennes entre 1997 et 2000 et on effectue un nettoyage sur les variables d'intérêt.

#### Le champ retenu donne-t-il des résultats compatibles avec ceux de l'économie française ?

La sélection de l'échantillon est susceptible d'affecter ses caractéristiques. Or, l'objectif est d'évaluer une politique publique dont les effets sont attendus au niveau macroéconomique. Les caractéristiques de cet échantillon ne doivent donc pas trop différer de la réalité macroéconomique de la période (cf. tableau ci-dessous).

Les problèmes de définition de champ et parfois de concepts ou de temporalité rendent difficile la comparaison des données de la comptabilité nationale, des BRN et d'autres sources.

#### Taux de croissance entre 1997 et 2000

Source	BRN						Comptabilité nationale	
Restriction								
Hors A, Q, R, L, M	oui			oui	oui	oui		oui
Plus de 20 salariés en 1997	oui					oui		
Pérenne	oui		oui		oui	oui		
Taux de croissance de l'emploi	12,1	12,8	13,0	13,3	13,6	7,9	6,2	10,4
Taux de croissance de la valeur ajoutée	18,8	9,4	17,6	20,3	20,6	15,4	13,5	16,1

*Lecture : les grandeurs économiques sont exprimées en valeur. La restriction pour les secteurs en comptabilité nationale est la restriction aux sociétés non financières. Les secteurs A, Q, R, L, M correspondent respectivement à l'agriculture (A), l'éducation, la santé et l'action sociale (Q), l'administration (R), les activités financières (L) et les activités immobilières (M). Dans le champ de l'étude, représenté en grisé, pour lequel sont ôtés ces secteurs et ne sont conservées que les entreprises ayant plus de 20 salariés en 1997 et pérennes sur la période 1997-2000, le taux de croissance de l'emploi entre 1997 et 2000 est de 12,13 %. Celui de la valeur ajoutée est de 18,76 %. Sur les mêmes secteurs marchands et sur la même période, la comptabilité nationale montre que l'évolution de l'emploi a été de 10,37 % et celle de la valeur ajoutée de 16,15 %.*

*Source : DADS 1997, BRN 1997 et 2000, Comptabilité nationale, Insee.*

fortement accentuées après 1997. Elles existent cependant antérieurement, c'est-à-dire avant le passage à 35 heures. Très proches jusqu'à 1996 de l'évolution des entreprises à 39 heures, les entreprises Aubry II et Aubry II précurseurs s'en distinguent, elles aussi, avant leur passage à 35 heures en 2000 (cf. graphique I).

Les évolutions du capital productif sont moins heurtées que celles de l'emploi. Avant même la mise en place des 35 heures, les entreprises qui sont toujours à 39 heures fin 2000 se différencient de celles qui réduiront leur temps de travail avant 2000. Les entreprises Aubry I voient leur capital productif augmenter de 10 % de plus que les entreprises restées à 39 heures, soit de 51 % contre 41 % entre 1993 et 2000 (9).

Le taux de croissance de l'intensité capitaliste (le volume de capital par tête) modifie un peu ce constat : les entreprises Aubry II précurseurs sont celles dont le ratio croît le plus fortement. Les entreprises dont l'intensité capitaliste augmente le plus lentement sont les entreprises restées à 39 heures, avant l'application des lois Aubry, et les entreprises Aubry I aidées en 2000.

L'évolution de la valeur ajoutée reflète, outre l'évolution des prix, celle de la richesse effectivement produite par l'entreprise. De la même manière, les entreprises à 39 heures en 2000 ont, avant les lois de réduction du temps de travail, une progression de leur valeur ajoutée plus faible que celle des entreprises passées à 35 heures par les filières Aubry I ou Aubry II. Seules les entreprises Aubry II précurseurs ont un comportement semblable à celui des entreprises restées à 39 heures. La productivité apparente du travail (valeur ajoutée par tête) mesure la quantité de richesse effectivement produite par salarié. Elle ne prend pas en compte les différences d'intensité capitaliste entre entreprises. Elle a une évolution beaucoup plus heurtée que les autres grandeurs économiques, mais peu différenciée d'une catégorie d'entreprises à l'autre. Néanmoins, fin 2000, la productivité apparente du travail stagne dans les entreprises restées à 39 heures, alors qu'elle décroît fortement dans celles qui sont passées à 35 heures.

Les évolutions de l'emploi et de la valeur ajoutée ne correspondent pas tout à fait aux évolutions macroéconomiques de la période correspondante, car les entreprises devant survivre à terme (c'est-à-dire présentes au moins en 1997 et en 2000) sont surreprésentées. Avant 1997, les évolutions observées ne font que refléter le

fait que les entreprises survivantes sont plus souvent dans une situation de croissance d'activité ou d'emploi que les autres. En revanche, l'écart de progression mis en évidence entre les entreprises Aubry I et celles restées à 39 heures garde tout son sens pour opposer les entreprises qui ont réduit leur temps de travail aux autres.

### **De fortes créations d'emplois et de faibles pertes de productivité globale des facteurs dans les entreprises passées à 35 heures**

De nombreux travaux utilisant des données d'entreprises et d'établissements ont déjà fourni une évaluation des effets sur l'emploi des différents dispositifs de réduction du temps de travail. Tous reposent sur la comparaison des évolutions d'emploi des entreprises passées à 35 heures à celles des entreprises restées à 39 heures ayant des caractéristiques identiques. À partir des données de l'enquête sur l'activité et les conditions d'emploi de la main-d'œuvre (Acemo), Fiole, Passeron et Roger (2000) évaluent respectivement à 6 % et 4,7 % les effets respectifs des lois Robien et Aubry I sur l'évolution de l'emploi des entreprises concernées entre 1995 et 1999. Avec les mêmes données, Bunel et Jugnot (2003) estiment qu'entre 1997 et fin 2001, les entreprises Aubry I aidées ont créé 6 % d'emplois de plus que les entreprises encore à 39 heures, et les entreprises Aubry II, seulement 3 % de plus. Fiole et Roger (2002), à partir des données de l'Unedic, évaluent les effets de la loi Robien sur l'emploi entre 1993 et 1999 à 6 %. Bunel (2002) compare les évolutions d'emplois déclarées dans l'enquête *Reponse* par les entreprises Aubry I aidées et Aubry II précurseurs et trouve que les premières ont créé 3,2 % d'emplois de plus que les secondes.

---

9. Ces évolutions très fortes du capital productif peuvent apparaître surprenantes quand on les compare à celles que donne la comptabilité nationale. Cela tient tout d'abord au fait que le capital est mesuré ici en valeur, et non en volume, comme c'est le cas dans la comptabilité nationale. En effet, reconstruire un capital en volume aurait requis de reconstituer, pour chaque entreprise, la somme des investissements passés déflatés de leurs prix correspondants. Ce travail, très important, n'a pas été entrepris, car l'impact de ces indices de prix, dont la variabilité est principalement sectorielle peut être éliminé par l'introduction d'indicatrices sectorielles dans les régressions présentées par la suite. On s'intéresse ici à la différence de comportement entre les entreprises, et non au niveau. D'autres raisons peuvent expliquer ces évolutions : la sélection dans l'échantillon d'entreprises pérennes, présentes jusqu'à fin 2000, qui fait que les entreprises dont l'activité a augmenté y sont surreprésentées par rapport à celles amenées à disparaître prématurément, les différences de concept entre comptabilité nationale et d'entreprise ou encore la pondération par entreprises plutôt que par stock de capital des évolutions observées.

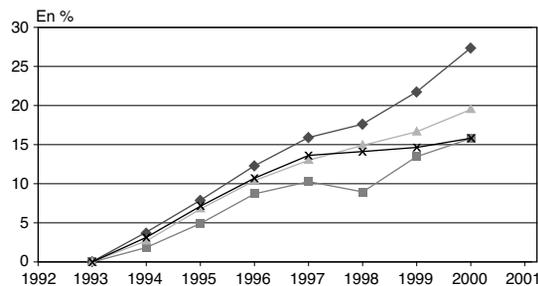
Ainsi les entreprises passées à 35 heures semblent-elles avoir eu des évolutions d'emplois, de capital et de valeur ajoutée différentes de celles des entreprises restées à 39 heures, et cela, avant même qu'elles ne réduisent leur temps de travail (cf. tableau 1 et graphique I). Pour contrôler ces différences, on explique les évolutions d'emploi et de productivité, entre 1997 et 2000, par le type d'accord de réduction du temps de travail signé avant 2000 et par un certain nombre de caractéristiques des entreprises (leur secteur, leur taille, la structure de leur main-d'œuvre en 1997). Une telle méthode s'apparente à celles utilisées par les études antérieures.

À caractéristiques identiques, les entreprises Aubry I aidées ont créé, entre 1997 et 2000, 9,9 % d'emplois de plus que les entreprises restées à 39 heures, les entreprises Aubry II précurseurs, 3,8 %, et les entreprises Aubry II, 4,9 % (cf. tableau 2) (10).

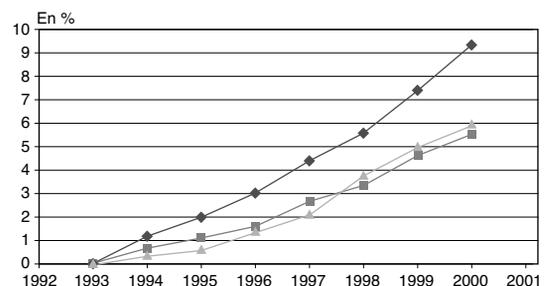
10. Ces chiffres varient peu quand on utilise d'autres méthodes d'estimation, comme l'estimateur par appariement en premières différences qui corrige également de la sélection sur observables mais sans faire d'hypothèses paramétriques, quand on multiplie les variables de contrôle ou quand on modifie le champ des estimations (le secteur ou la taille).

Graphique I  
Évolution de la situation économiques des entreprises selon leur situation par rapport aux 35 heures fin 2000

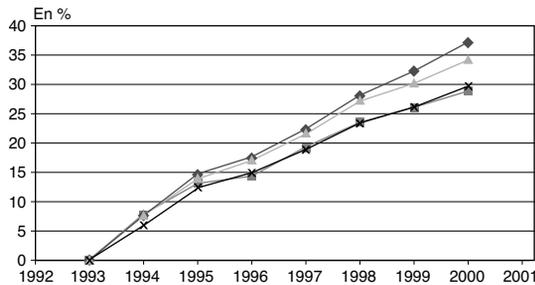
**A - Emploi**



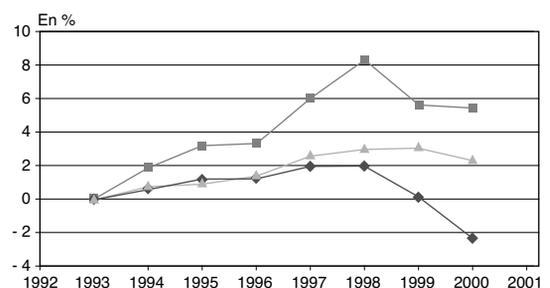
**D - Capital (Évolution relative par rapport aux entreprises restées à 39 heures)**



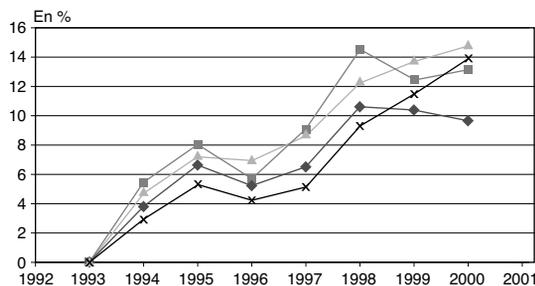
**B - Valeur ajoutée**



**E - Intensité capitaliste (Évolution relative par rapport aux entreprises restées à 39 heures)**



**C - Valeur ajoutée par tête**



◆ Aubry I aidées    ■ Aubry II précurseurs    ▲ Aubry II    × 39 heures

Lecture : entre 1993 et 2000, l'emploi dans les entreprises Aubry I aidées a, en moyenne non pondérée, augmenté de 27,4 %, la valeur ajoutée (en valeur), de 36,9 % et la valeur ajoutée par tête (en valeur), de 9,6 %. Sur la même période, le niveau de capital productif détenu par les entreprises Aubry I aidées a, en valeur, augmenté de 9,2 % de plus que celui des entreprises restées à 39 heures en 2000. Entre 1993 et 2000, l'intensité capitaliste dans les entreprises Aubry I aidées a moins augmenté que dans les entreprises restées à 39 heures, l'écart étant de 2,3 %.

Champ : entreprises de plus de 20 salariés (sauf secteurs de l'agriculture, de l'éducation de la santé et de l'action sociale, de l'administration ainsi que les activités financières et immobilières) présentes dans le fichier en 1997 et 2000 (pas nécessairement les autres années).

Source : BRN 1993-2000, fichiers de l'Urssaf, Insee.

Le taux de croissance de la valeur ajoutée est également plus important pour les entreprises passées à 35 heures que pour les entreprises restées à 39 heures, aux caractéristiques comparables : les entreprises Aubry I aidées ont vu

leur valeur ajoutée croître de 5 % de plus que les entreprises restées à 39 heures entre 1997 et 2000. Néanmoins, cette croissance de la valeur ajoutée est moins forte que la croissance de leur emploi, si bien que la productivité apparente du

Tableau 1  
Moyennes des taux de croissance des variables d'intérêt entre 1997 et 2000 selon le type d'entreprise  
En %

Type d'entreprise	39 heures	Aubry II	Aubry II précurseurs	Aubry I aidées
Emploi (L)	7,8	7,1	0,5	21,1
Valeur ajoutée (VA)	19,8	16,9	12,8	26,3
Capital productif (K)	29,5	28,1	29,3	48,7
Productivité apparente du travail (VA/L)	13,5	10,8	22,4	6,0
Productivité apparente du capital (VA/K)	1,3	- 0,1	- 7,5	- 6,9
Intensité capitalistique (K/L)	26,3	23,9	48,7	29,8
Productivité globale des facteurs (PGF) (1)	9,1	6,8	10,3	2,8
Salaire par tête (w)	8,9	8,2	11,4	7,6
Coût du travail par tête (c)	10,0	8,2	10,3	5,1
Coût (salarial) unitaire de production (cL/VA)	1,2	2,8	- 1,1	2,6
Nombre d'observations	22 991	8 032	1 972	10 206

1. Se reporter à l'encadré 3.

Lecture : moyenne des taux de croissance pondérée par l'effectif de l'entreprise en 1997. Entre 1997 et 2000, le nombre de salariés d'entreprises Aubry I aidées a augmenté de 21,1 %. La valeur ajoutée des entreprises dans lesquelles travaillaient ces salariés a, en moyenne pondérée par l'effectif de ces entreprises, augmenté de près de 26,3 %. Toutes les grandeurs économiques sont données ici en valeur nominale. Le capital productif correspond à celui déclaré dans les bilans des entreprises. Les règles comptables imposent qu'il soit exprimé au coût historique.

Champ : entreprises de plus de 20 salariés (sauf secteurs de l'agriculture, de l'éducation de la santé et de l'action sociale, de l'administration ainsi que les activités financières et immobilières).

Source : DADS 1997, BRN 1997 et 2000, fichiers de l'Urssaf, Insee.

Tableau 2  
Évolutions relatives des entreprises passées à 35 heures par rapport aux entreprises restées à 39 heures (entre 1997 et 2000) (après contrôle des variables observables)  
En %

Type d'accord	Aubry I aidées		Aubry II précurseurs		Aubry II	
Emploi (L)	9,91	(0,33)	3,78	(0,67)	4,89	(0,37)
Productivité globale des facteurs (PGF) (1)	- 3,68	(0,31)	- 1,79	(0,62)	- 0,67	(0,34)
Capital productif (K)	4,20	(0,42)	0,40	(0,86)	2,55	(0,47)
Valeur ajoutée (VA)	5,02	(0,39)	1,28	(0,80)	3,76	(0,44)
Intensité capitalistique (K/L)	- 5,71	(0,44)	- 3,38	(0,89)	- 2,34	(0,49)
Productivité apparente du travail (VA/L)	- 4,89	(0,32)	- 2,50	(0,64)	- 1,14	(0,35)
Productivité apparente du capital (VA/K)	0,82	(0,47)	0,88	(0,95)	1,20	(0,52)
Salaire par tête (w)	- 2,54	(0,23)	- 2,45	(0,46)	- 1,49	(0,25)
Coût du travail par tête (c)	- 5,97	(0,23)	- 4,26	(0,46)	- 1,98	(0,25)
Coût (salarial) unitaire apparent de production (cL/VA)	- 1,08	(0,24)	- 1,77	(0,48)	- 0,84	(0,26)
Différence entre le coût salarial et la PGF	- 2,29	(0,25)	- 2,47	(0,50)	- 1,31	(0,27)

1. Se reporter à l'encadré 3.

Lecture : estimation à l'aide des moindres carrés ordinaires. On régresse les taux de croissance (en log) de chacune des variables sur des indicatrices d'accords de réduction du temps de travail (Aubry I aidées, Aubry II précurseurs ou Aubry II, la référence étant 39 heures) et des variables de contrôle (taille, secteur, composition de la main-d'œuvre en 1997 en terme de qualifications, d'âge, part de la masse salariale dans la valeur ajoutée en 1997). Ces coefficients sont présentés dans le tableau, avec leur écart-type entre parenthèses.

Le groupe de référence est constitué des entreprises encore à 39 heures fin 2000.

Les grandeurs économiques sont en valeur nominale. Les indicatrices sectorielles introduites parmi les variables explicatives prennent en compte les évolutions différenciées des prix dans chacun de ces secteurs. Les effets obtenus peuvent donc s'interpréter comme des effets volume.

Les régressions ne sont pas pondérées par l'effectif de l'entreprise, cette variable étant parmi les variables explicatives.

Champ : 43 208 entreprises de plus de 20 salariés (sauf secteurs de l'agriculture, de l'éducation de la santé et de l'action sociale, de l'administration ainsi que les activités financières et immobilières). Cf. encadré 2 pour les précisions sur le champ de l'étude.

Source : DADS 1997, BRN 1997 et 2000, fichiers de l'Urssaf, Insee.

travail a augmenté moins vite dans les entreprises à 35 heures que dans celles restées à 39 heures (l'écart entre les taux de croissance de ce ratio est de 5 %). Ce résultat était prévisible : les salariés à 35 heures travaillent moins longtemps et devraient donc moins produire.

Cependant, la réduction du temps de travail semble avoir également eu un impact sur l'intensité capitaliste. Le capital productif s'est accru plus vite dans les entreprises Aubry I aidées que dans les entreprises restées à 39 heures. Comme leur main-d'œuvre a progressé plus vite que ce capital productif, l'intensité capitaliste y a augmenté moins vite que dans les entreprises restées à 39 heures.

*A priori*, la réduction du temps de travail modifie non seulement la productivité par tête du travail mais également la productivité du capital puisqu'elle joue sur la durée d'utilisation de ses

équipements. Le différentiel de productivité du capital par rapport aux entreprises restées à 39 heures continue néanmoins à être non significativement différent de zéro pour les entreprises Aubry I aidées et Aubry II précurseurs. Pour connaître l'impact de la RTT sur la productivité de l'entreprise, on calcule l'évolution de la productivité globale des facteurs (PGF) (11). On entend par là l'évolution de la valeur ajoutée non expliquée par l'évolution du nombre de salariés ou du volume du capital (cf. encadré 3).

11. La productivité globale des facteurs n'a pas de définition intrinsèque : elle dépend des facteurs pris en compte pour la mesurer. De façon générale, elle mesure l'évolution de la production à facteurs inchangés, les facteurs étant le plus communément le capital et le travail. D'un point de vue macroéconomique, Carré, Dubois et Malinvaud (1972) utilisent cette décomposition de la production pour déterminer les principales sources de la croissance en considérant comme facteurs, en plus du capital et du travail, la durée du travail, les migrations professionnelles et le rajeunissement du capital. Le résidu obtenu finalement est interprété comme la résultante du progrès technique.

### Encadré 3

#### L'ÉQUATION DE PRODUCTIVITÉ GLOBALE DES FACTEURS

L'effet de la réduction du temps de travail sur la productivité, tant du travail que du capital, est central pour évaluer l'impact des lois Aubry sur l'emploi. Bien avant les lois françaises sur les 35 heures, plusieurs articles avaient cherché à mesurer l'élasticité de la production à la durée du travail (Feldstein, 1967). L'entreprise s'est avérée ardue : afin d'estimer plus directement l'impact du passage aux 35 heures sur la productivité globale des facteurs, les méthodes de ces pionniers ont été simplifiées pour les besoins de cet article. Cet encadré vise à préciser le concept de productivité globale des facteurs adopté, qui a une incidence sur les variables visant à l'expliquer.

#### Introduire la durée du travail parmi les facteurs de production pour mesurer l'effet d'une réduction du temps de travail sur la productivité globale des facteurs...

Les fonctions de production traditionnelles (1) considèrent que les effectifs  $L$  et la durée du travail  $H$  sont deux facteurs parfaitement substituables.

$$Y = F(K, HL) \quad (1)$$

Il serait alors équivalent en terme de production ( $Y$ ) que l'entreprise emploie  $L$  personnes travaillant  $H$  heures ou  $H$  personnes travaillant  $L$  heures. C'est ce genre d'hypothèses qui est faite lorsqu'on applique la « règle de trois » pour mesurer l'impact d'une réduction du temps de travail sur l'emploi.

Mais cette hypothèse peut être remise en question car on peut penser, d'une part, que la durée du travail affecte l'efficacité des heures travaillées et, d'autre part, qu'en modifiant la durée d'utilisation des équipements, elle change la productivité du capital.

La fonction de production (2) prend en compte ces deux effets de la durée du travail sur la productivité des facteurs de production.

$$Y = F(d(H)K, e(H)HL) \quad (2)$$

$e(H)$  mesure l'efficacité des heures travaillées. La diminution de la durée du travail produit deux effets sur cette efficacité, un « effet fatigue » (l'efficacité des heures travaillées s'accroît car on supprime les dernières heures de la journée où le salarié était fatigué) et un « effet mise en train » (l'efficacité des heures décroît car la part des moments improductifs dans les heures travaillées, comme les pauses, la mise en route de l'équipement, s'accroît).  $d(H)$  mesure le temps d'utilisation du capital qui peut ne pas baisser avec la durée du travail s'il y a une réorganisation suffisante. La réorganisation du travail, rendue possible par une baisse de la durée du travail, peut affecter ainsi positivement à la fois l'efficacité des heures travaillées et la durée d'utilisation des équipements.

Pour estimer cette fonction de production, on peut la simplifier en choisissant une fonction de Cobb-Douglas où la durée du travail ( $H$ ) est un facteur à part entière :

$$Y = AK^{1-\beta}L^{\beta}H^g$$

Dans cette spécification,  $g$  mesure l'élasticité de la production par rapport à la durée du travail. Si  $g$  est inférieur à 1, alors une baisse de la durée du travail s'accompagnera d'une baisse moins importante de la production : il y a des gains de productivité horaire. Ces gains sont à la fois imputables à l'efficacité accrue du travail et du capital.



Même si cette mesure est une mesure de PGF, elle a la dimension d'une évolution de la productivité par tête car le facteur travail est pris en compte en effectifs de l'entreprise et non en volume horaire. Il s'agit de l'évolution de la valeur ajoutée que l'on aurait observée si l'entreprise n'avait modifié que les heures de travail de ses salariés, en conservant leur nom-

bre et son capital constants. Cette PGF n'a aucune raison de dépendre du coût des facteurs. Son évolution reflète la technologie et l'organisation de l'entreprise. De fait, on s'attend à ce que son évolution soit négative quand l'entreprise réduit son temps de travail : les salariés travaillant moins longtemps et la durée d'utilisation des équipements étant probablement plus

### Encadré 3 (suite)

#### ... mais cet effet est très difficile à estimer

Néanmoins, il est très difficile de mesurer ainsi les effets d'une réduction de la durée du travail sur la productivité. Les auteurs qui ont tenté de le faire ont trouvé des résultats très différents les uns des autres, probablement à cause des nombreux problèmes posés par l'estimation des fonctions de production (Griliches et Mairesse, 1997). Craine (1973) trouve des pertes de productivité horaire à la suite d'une réduction du temps de travail ; Wise (1980) observe des gains de productivité. Feldstein (1967), Hart et MacGregor (1988) et Gianella et Lagarde (1999) trouvent des résultats trop imprécis pour conclure.

Par ailleurs, on ne dispose pas d'une mesure appropriée de la variation de la durée du travail. Dans les DADS, les heures rémunérées par salarié sont renseignées, mais cette variable ne permet pas de prendre convenablement en compte l'ampleur de la réduction du temps de travail. Si les entreprises Aubry I aidées devaient s'engager à réduire effectivement leur temps de travail d'au moins 10 %, les autres pouvaient redéfinir leur temps de travail pour arriver à une durée du travail finale de 35 heures. Elles pouvaient notamment exclure du temps de travail des pauses ou une sixième semaine de congés payés préalablement accordées par l'entreprise. Or, ce changement de définition n'est pas perceptible au moyen des DADS. La mesure de la baisse des heures de travail est donc entachée d'erreur.

#### Une approche alternative : la productivité globale des facteurs

L'indisponibilité des heures travaillées et la difficulté d'estimation de paramètres d'une fonction de production par ailleurs secondaires par rapport aux objectifs d'étude, conduisent à simplifier le cadre de l'analyse. Une fonction de production à rendement d'échelle constant,  $Y = AN^\beta K^{1-\beta} H^\theta$  conduit à :

$$\Delta \ln PGF = \Delta \ln(Y) - \beta \Delta \ln(L) - (1-\beta) \Delta \ln(K) - \Delta \ln(A) - g \Delta \ln(H)$$

où le terme de gauche peut se comprendre comme le taux de croissance de la productivité globale des facteurs (PGF). Ce terme, le taux de croissance de la PGF, est directement mesurable si l'on fait des hypothèses sur l'élasticité de la production à l'emploi ( $\beta$ ). Différentes hypothèses peuvent être retenues, soit en fixant  $\beta$  à 0,7, 0,8 etc., soit en faisant l'hypothèse que les facteurs sont rémunérés à leur productivité marginale ( $\beta$  est égal à la part des coûts salariaux dans la valeur ajoutée). Ce coefficient  $\beta$  pourra refléter une part plus ou moins grande de l'hétérogénéité des entreprises,

s'il est supposé différer selon le secteur et la taille (on prend alors la moyenne ou la médiane de la part des coûts salariaux dans la valeur ajoutée des entreprises d'un secteur et d'une taille donnée) ou selon chaque entreprise (la part des coûts salariaux dans la valeur ajoutée pour l'entreprise). Les résultats ne sont pas sensibles à ces différentes hypothèses.

Avec cette spécification, les coefficients du travail et du capital ne sont pas estimés : ils n'intéressent pas directement les finalités de cette étude.

Par ailleurs,  $\Delta \ln(H)$  n'étant pas connu, il est remplacé par une indicatrice de type d'accord de réduction du temps de travail,  $1_{AubryI}$ ,  $1_{AubryIIp}$ ,  $1_{AubryII}$  et on estime :

$$\Delta \ln PGF = X\gamma + g_{A1} 1_{AubryI} + g_{AIIp} 1_{AubryIIp} + g_{AII} 1_{AubryII}$$

Dans cette équation, les variables  $X$  sont des variables de contrôle qui expliquent des changements de PGF non dus à la réduction du temps de travail.  $g_{AI}$  représente  $g \Delta \ln(H)_{AI}$ , c'est-à-dire la baisse moyenne de la production due au passage aux 35 heures. Les différences entre les entreprises Aubry I et Aubry II reflètent à la fois une baisse de la durée effective du travail différente ( $\Delta \ln(H)$ ) et des élasticités de la production à la durée du travail différentes ( $g$ ), dues par exemple à des réorganisations de la production plus ou moins importantes.

Les variables explicatives  $X$  introduites dans les régressions sont les suivantes : des indicatrices de secteur, de taille, la structure par âge, qualification et sexe de la main-d'œuvre de l'entreprise, la part des salaires dans la valeur ajoutée (mesurée au niveau du secteur croisé avec la taille) comme mesure de l'élasticité de la production au travail, et les variables de structure de la main-d'œuvre de l'entreprise croisée avec cette élasticité (1). Ces variables sont mesurées au début de la période considérée, soit en 1997.

Enfin, la mesure de la productivité retenue, à savoir la PGF, n'est pas affectée par une variation de la composition des facteurs de production ( $K/L$ ) qui pourrait être due aux 35 heures. La productivité apparente du travail ( $Y/L$ ) dépend, elle, de la variation de la PGF mais aussi de l'ajustement des facteurs de production :

$$\Delta \ln(Y/L) = \Delta \ln Y - \Delta \ln L = \Delta \ln PGF + (1-\beta) \Delta \ln(K/L)$$

1. Les variables croisées avec l'élasticité permettent de rendre partiellement compte des évolutions différentes des productivités spécifiques du capital et de l'emploi.

faible, la productivité globale des facteurs, telle qu'elle est définie ici, devrait diminuer. En revanche, l'évolution de la productivité horaire (12) (non disponible dans la mesure où l'on ne peut pas mesurer la véritable baisse de la durée du travail) ne devrait pas être négative. Par heure, les salariés doivent produire toujours autant et même plus s'il y a un changement d'organisation, des gains de flexibilité ou une intensité accrue du travail. Par conséquent, cette baisse de PGF peut être inférieure à la réduction du temps de travail s'il y a des gains de productivité horaires.

Entre 1993 et jusqu'en 1998, les entreprises passées à 35 heures et restées à 39 heures ont connu des évolutions de leur productivité globale des facteurs similaires. En revanche, depuis 1998, alors que la PGF des entreprises restées à 39 heures continuait à croître, celle des entreprises Aubry I aidées et Aubry II précurseur décroissait (cf. graphique II).

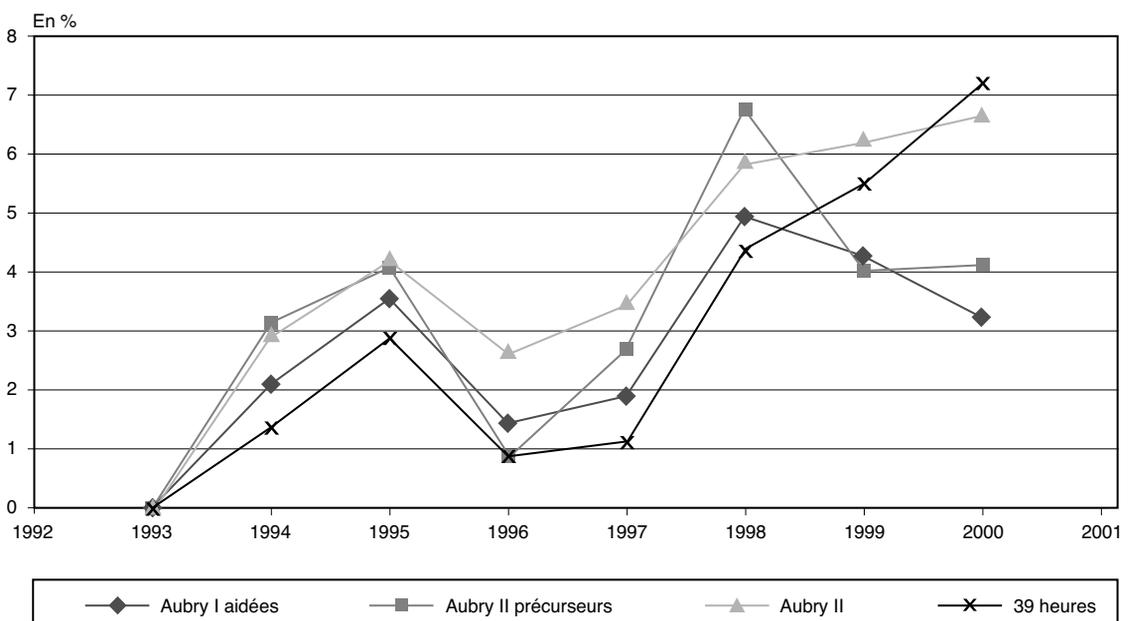
Des comparaisons, à caractéristiques observables contrôlées, entre les évolutions de cette productivité globale des facteurs des entreprises restées à 39 heures et celles des entreprises passées à 35 heures montrent que les différen-

ces sont peu importantes au regard de la réduction du temps de travail (cf. tableau 2). Les entreprises Aubry I aidées, qui devaient réduire leur temps de travail de 10 %, ne voient leur PGF baisser entre 1997 et 2000 que de 3,7 % par rapport aux entreprises restées à 39 heures fin 2000 (à caractéristiques observables identiques). Ces entreprises auraient donc connu de forts gains de productivité horaire, de l'ordre de 6,3 %. Les entreprises Aubry II et Aubry II précurseurs connaissent, en comparaison des entreprises restées à 39 heures, des pertes de productivité encore plus faibles, respectivement 1,8 % et 0,7 %. Il est vrai que la réduction du temps de travail y revêt moins d'ampleur et y est plus récente que dans les entreprises Aubry I (13).

12. Il aurait été souhaitable de proposer une mesure horaire de la productivité globale des facteurs. Cela n'a pas été possible dans la mesure où il n'existe pas de mesure fiable du niveau de réduction du temps de travail. En particulier, les entreprises Aubry II précurseurs et Aubry II ont pu passer à 35 heures en modifiant la façon de mesurer les heures travaillées dans l'entreprise (temps de pause, etc.). Supposer un niveau de réduction horaire similaire pour toutes les entreprises (éventuellement selon l'accord) n'apporte pas d'information supplémentaire : il s'agit avant tout d'une question de présentation des résultats.

13. Comme les résultats sur l'emploi, les résultats sur la productivité sont robustes aux changements de la méthode économétrique utilisée pour corriger la sélection sur observables. Ils sont aussi robustes à des changements du champ d'estimation.

Graphique II  
Évolution moyenne de la productivité globale des facteurs (PGF) des entreprises selon leur situation par rapport aux 35 heures fin 2000



Lecture : entre 1993 et 2000, la productivité globale des facteurs des entreprises Aubry I aidées a, en moyenne, augmenté de 3,2 % (en valeur), tandis qu'elle augmentait de 7,1 % dans les entreprises restées à 39 heures fin 2000.

Champ : entreprises de plus de 20 salariés (sauf secteurs de l'agriculture, de l'éducation de la santé et de l'action sociale, de l'administration ainsi que les activités financières et immobilières).

Source : BRN 1993-2000, fichiers de l'Urssaf, Insee.

Enfin, le coût du travail par tête a augmenté plus lentement dans les entreprises passées à 35 heures que dans celles restées à 39 heures. Cette baisse relative du coût de travail par tête s'explique par la modération salariale négociée au moment du passage à 35 heures et les aides et allègements de cotisations sociales qui ont accompagné la réduction du temps de travail. Dans toutes les entreprises ayant réduit leur temps de travail, le coût salarial a augmenté moins rapidement que la production (mesurée

par la valeur ajoutée), par rapport à celles restées à 39 heures. Cette baisse accentuée du coût salarial par tête par rapport au niveau de production désiré a pu conduire les entreprises passées à 35 heures à embaucher plus qu'elles ne l'auraient fait sans RTT. Plus précisément, la variable pertinente à considérer pour examiner le comportement des entreprises en terme d'embauche est l'écart entre la PGF et la variation du coût salarial (cf. encadré 4). Cette différence est positive et forte dans tous les cas.

#### Encadré 4

### PARTAGE DU TRAVAIL OU DEMANDE DE TRAVAIL CLASSIQUE

Deux scénarios polaires permettent d'interpréter les effets de la réduction du temps de travail. Le modèle est simplifié à l'extrême et, pour cette raison, est adapté à la description fruste d'entreprises très différentes entre elles. Dans la mesure où le seul événement pris en compte par ces deux scénarios est la réduction du temps de travail, il faut considérer ce modèle comme représentatif de ce qui s'est passé, une fois tenu compte de toutes les autres raisons ayant pu affecter les variables observées.

On considère une fonction de production  $Q(K, L) = \text{PGF} \cdot K^{1-\beta} L^\beta$  où  $Q$  est la production de l'entreprise,  $L$  son facteur travail (le nombre de salariés) et  $K$  son facteur capital. On suppose par la suite que ce facteur n'est pas affecté par la réduction du temps de travail. Sans ajustement du capital, le profit de l'entreprise est égal à  $\Pi = \min(\bar{Q}, Q(L)) - wL$  où  $w$  est le coût mensuel d'un salarié et  $\bar{Q}$  la demande adressée à l'entreprise.

Soit  $L^*$  le niveau d'emploi d'équilibre initial, c'est-à-dire avant l'application d'une loi de réduction du temps de travail. Selon que l'entreprise se trouve dans un cadre de demande classique de travail (la demande de biens adressée à l'entreprise ne la contraint pas ( $\bar{Q} > Q(L^*)$ )) ou dans un cadre où elle est contrainte par sa demande de bien ( $\bar{Q} < Q(L^*)$ ), l'effet d'une réduction de son temps de travail sera différente.

#### Scénario de demande classique de travail

On a  $\bar{Q} > Q(L^*)$ . Alors la demande de travail maximise le profit, on a :

$$Q'(L^*) = \text{PGF} \cdot K^\beta \beta L^{\beta-1} = w$$

$$\ln L^* = \frac{\ln(\text{PGF} \cdot K^\beta \beta) - \ln w}{1 - \beta}$$

$$\Pi = Q(L^*) - wL^* = \text{PGF} \cdot K^\beta (1 - \beta) \left( \frac{\text{PGF} \cdot K^\beta \beta}{w} \right)^{\frac{1}{1-\beta}}$$

La réduction du temps de travail a un impact sur la productivité globale des facteurs de l'entreprise (PGF). Cet impact prend en compte le fait que ses salariés sont moins productifs (puisqu'ils travaillent moins longtemps) et le fait que le capital peut être moins productif si la durée d'utilisation des équipements est moins longue.

Le passage à 35 heures de l'entreprise modifie également son coût salarial individuel  $w$  puisque les salariés ont pu accepter en contrepartie de la réduction de leur temps de travail une modération salariale et surtout parce que l'entreprise reçoit des aides de l'État.

Le passage à 35 heures de l'entreprise entraîne donc une modification de sa demande de travail de :

$$\Delta \ln L^* = \frac{\Delta \ln \text{PGF} - \Delta \ln w}{1 - \beta}$$

la variation du capital étant supposée ne pas dépendre du passage à 35 heures.

Dans le cadre d'une demande classique de travail, les pertes de productivité globale des facteurs (on s'attend à ce que  $\Delta \ln \text{PGF}$  soit négatif) diminuent la demande de travail de l'entreprise. La baisse du coût individuel du travail (on s'attend également à ce que  $\Delta \ln w$  soit négatif) augmente la demande de travail de l'entreprise. Si les pertes de PGF sont supérieures à la baisse du coût du travail, la réduction du temps de travail a un impact négatif sur l'emploi.

#### Scénario où l'entreprise est saturée par la demande de biens

Dans le cas où  $w \bar{Q}^{\frac{1-\beta}{\beta}} < \text{PGF}^\beta K^\beta$ , alors  $Q(L^*) > \bar{Q}$ , l'entreprise est contrainte par la demande qui lui est adressée : elle embauche de manière à atteindre un niveau de production équivalent à sa demande. Dans ce modèle, le niveau de l'emploi est d'autant plus élevé que l'entreprise est peu productive.

$$Q(L^*) = \bar{Q}, \ln L^* = \frac{\ln \bar{Q} - \ln \text{PGF} \cdot K^\beta}{\beta}, \Pi = \bar{Q} - w \left( \frac{\bar{Q}}{\text{PGF} \cdot K^\beta} \right)^\beta$$

Une réduction du temps de travail amènera une évolution de la demande de travail de l'entreprise de :

$$\Delta \ln L^* = \frac{-\Delta \ln \text{PGF}}{\beta}$$

Dans ce cadre, les pertes de productivité induites par la réduction du temps de travail sont favorables aux créations d'emplois. Plus elles sont fortes et plus on a besoin de salariés en nombre pour produire autant.

L'évolution de l'emploi des entreprises passées à 35 heures par rapport à celles restées à 39 heures n'est pas incompatible avec un scénario dit « classique » et pourrait donc s'expliquer par une baisse du coût unitaire due aux 35 heures (par le biais de la baisse du coût du travail et la modération salariale).

### Les méthodes d'estimation traitant uniquement de la sélection sur observables sont-elles valides ?

#### Le cas de la productivité

Les résultats présentés ci-dessus reposent sur la comparaison de la situation des entreprises passées à 35 heures et de celle des entreprises restées à 39 heures. C'est sur ce genre de comparaison que s'appuient les évaluations de politique économique à partir de données microéconomiques. Pourtant, la capacité de ces comparaisons à mesurer l'effet d'une politique économique peut être remise en cause et a été largement discutée par les micro-économètres (14). Une telle discussion est présentée dans ce qui suit. Elle s'appuie sur des méthodes à variables instrumentales qui peuvent permettre de répondre à une partie de ces critiques car elles sont fondées sur des hypothèses différentes. Leur principe est de filtrer l'information pour ne retenir que ce qui correspond au seul effet (effet pur) de la réduction du temps de travail.

Leur mise en oeuvre est délicate car elles requièrent l'existence de variables dont on doit supposer qu'elles affectent le choix de l'entreprise de passer à 35 heures sans affecter la variable d'intérêt (15) (la productivité, l'emploi de l'entreprise). Ces variables, appelées instruments, sont supposées n'être liées à la variable d'intérêt qu'à travers l'effet qu'elles ont sur le passage à 35 heures. Aussi ne seront-elles appliquées qu'à un seul dispositif, le dispositif Aubry I aidé (16) et sur une période relativement courte : 1997-2000.

On considère tout d'abord le cas de la productivité globale des facteurs (PGF), pour lequel on peut se permettre de négliger le biais de bouclage (17). Ce biais résulte d'un effet éventuel de la RTT sur la variable d'intérêt dans les entreprises qui ne l'ont pas mise en oeuvre. Il est vraisemblable, en première approximation, qu'elle n'a pas perturbé leur productivité (18), qui est un paramètre technique. La PGF est en effet une caractéristique de l'entreprise : elle ne dépend pas de la structure de ses coûts

(cf. encadré 3). En revanche, les deux autres biais peuvent être mis en évidence à l'aide de variables instrumentales.

### Peut-on comparer les entreprises passées à 35 heures à celles restées à 39 heures ?

Ces deux biais doivent être précisés. Pour évaluer les effets de la réduction du temps de travail sur une variable d'intérêt  $Y$  (la PGF ou l'emploi), à partir de données microéconomiques, on compare la situation des entreprises passées à 35 heures (cf. schéma 1, droite 1) à celle des entreprises restées à 39 heures (cf. schéma 1, droite 4). Cet écart n'est qu'une approximation, habituellement appelée « effet naïf » de la politique considérée (cf. schéma 1, écart NAIF). En dehors de l'effet de bouclage, deux biais peuvent

14. Se reporter à Brodaty et al. (2002) pour une discussion complète de ces méthodes.

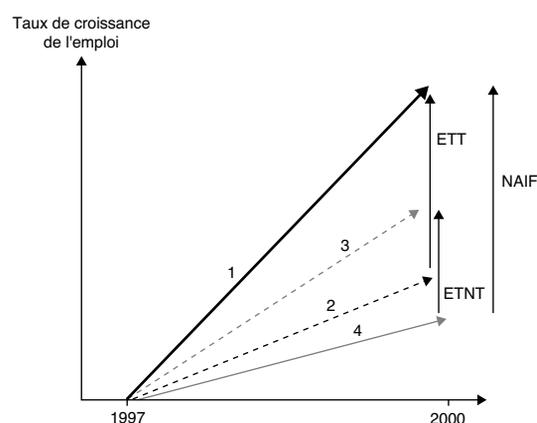
15. Ces hypothèses ne sont pas testables directement : elles conditionnent les estimations.

16. Cette restriction est problématique car elle suppose implicitement que le choix des entreprises est limité entre le seul dispositif Aubry I aidé et le fait de rester à 39 heures. Les entreprises Aubry II précurseurs et Aubry II sont exclues de l'échantillon. Les raisons de ce choix et ses conséquences sont exposées dans la suite de cet article.

17. Les différents biais rencontrés dans l'estimation des effets d'une politique sont mentionnés en introduction.

18. À l'inverse, l'emploi de ces entreprises restées à 39 heures a pu être affecté par la RTT (cf. infra).

Schéma 1  
Représentation des biais et des paramètres d'intérêt



Lecture : la flèche 1 représente le taux de croissance de l'emploi observé entre 1997 et 2000 pour les entreprises passées à 35 heures. La flèche 2 représente ce qu'aurait été le taux de croissance de l'emploi entre 1997 et 2000 pour les entreprises passées à 35 heures si elles n'étaient pas passées à 35 heures. La flèche 3 représente ce qu'aurait été le taux de croissance de l'emploi entre 1997 et 2000 des entreprises restées à 39 heures si elles étaient passées à 35 heures. La flèche 4 représente le taux de croissance de l'emploi observé entre 1997 et 2000 pour les entreprises restées à 39 heures.

expliquer une différence entre cet effet naïf et l'effet réel de la RTT. Le véritable effet de la réduction du temps de travail pour les entreprises passées à 35 heures est la différence entre leur situation effectivement observée (cf. schéma 1, droite 1) et la situation qui aurait été la leur si aucune n'avait réduit son temps de travail (cf. schéma 1, droite 2). Cet effet est dénommé « effet du traitement sur les traités » (ETT), par analogie avec les situations d'expérimentation médicale (cf. schéma I, différentiel ETT).

Deux raisons majeures peuvent expliquer que l'ETT ne coïncide pas avec l'effet dit « naïf » de la réduction du temps de travail.

D'une part, les entreprises qui ont souscrit à un dispositif de réduction du temps de travail ne l'ont pas fait par hasard. Réduire son temps de travail est un choix de l'entreprise. Ce choix peut être affecté par des caractéristiques existant antérieurement à la mise en place de la RTT. Les entreprises passées précocement à 35 heures seraient donc initialement différentes des entreprises restées à 39 heures, si bien que même sans RTT, elles n'auraient pas connu les mêmes évolutions (les droites 2 et 4 du schéma 1 ne coïncident pas). Les estimations précédentes n'ont tenu compte que des différences de caractéristiques observables entre les entreprises passées à 35 heures et celles restées à 39 heures (19). Se limiter à de telles caractéristiques observables peut être insuffisant. En effet, certaines caractéristiques non observées peuvent affecter à la fois la décision de l'entreprise de réduire son temps de travail et l'évolution spontanée de sa PGF ou de son emploi. Dans ce cas, les différences entre entreprises passées à 35 heures et restées à 39 heures auraient subsisté même sans la mise en place de la réduction du temps de travail.

Le deuxième biais intervient lorsque l'on se propose d'extrapoler le diagnostic porté sur les entreprises effectivement passées à 35 heures à l'ensemble des entreprises. Dans la mesure où réduire le temps de travail constitue un choix de l'entreprise, cette décision peut se fonder sur les résultats attendus en termes d'emploi ou de PGF. Réduire le temps de travail peut donc ne pas avoir les mêmes conséquences d'une entreprise à l'autre, notamment sur la variable d'intérêt (PGF ou emploi). Si l'évolution de cette variable est un élément influant la décision de réduire son temps de travail, les entreprises pour lesquelles les conséquences de la réduction du temps de travail sont le plus favorables ont pu effectivement faire ce choix. Dès lors, on peut penser que si les entreprises restées à 39 heures

avaient été forcées de passer à 35 heures, les évolutions de leur variable d'intérêt auraient été moins favorables (cf. schéma 1, droite 3). L'effet de la réduction du temps de travail pour ces entreprises (cf. schéma 1, ETNT) aurait été différent de celui des entreprises passées à 35 heures (cf. schéma 1, ETT) (20).

Ces deux types d'endogénéité ne sont pas de même importance : la deuxième, l'hétérogénéité de l'effet d'une politique, n'est gênante que si l'on veut extrapoler l'effet de la réduction du temps de travail sur l'emploi ou la PGF à des entreprises qui ne sont pas encore passées à 35 heures. De fait, conscients de cette difficulté, la plupart des travaux cherchant à évaluer les 35 heures à partir de données microéconomiques se gardent d'extrapoler leurs résultats aux entreprises n'ayant pas réduit leur temps de travail. Le premier type d'endogénéité, en revanche, est plus lourd de conséquence. Il semble que Bunel (2005) soit le seul à le prendre en compte, après avoir montré son existence.

### **Des variables instrumentales permettent de corriger les biais**

Les méthodes utilisant des variables instrumentales permettent de contourner les deux problèmes d'endogénéité mentionnés ci-dessus. Leur principe est de filtrer l'information contenue dans la variable indiquant si l'entreprise a réduit son temps de travail, pour en conserver la partie purement exogène, dont l'effet sur la variable d'intérêt va pouvoir directement s'interpréter comme tel. Pour cela, on utilise des variables exogènes qui servent à filtrer l'information. Ces variables sont appelées *variables instrumentales*. Il faut qu'elles ne jouent pas directement sur la variable d'intérêt mais qu'elles expliquent en partie le fait, pour une entreprise, de réduire son temps de travail.

La méthode utilisée ici est celle d'Heckman. Elle procède en deux temps. Une première étape consiste à expliquer la sélection des entreprises dans un dispositif de réduction du temps de travail. Dans un second temps, l'équation de PGF ou d'emploi est estimée en utilisant les résultats

19. Les méthodes de régression linéaire simple (MCO) aussi bien que les méthodes fondées sur les estimateurs par appariement en premières ou en secondes différences sont fondées sur le contrôle des seules différences observables.

20. ETNT est l'effet du traitement sur les non-traités : l'évolution des non-traités s'ils étaient soumis au traitement. Il ne faut pas confondre cette grandeur avec l'effet de la politique publique sur les non-traités résultant des effets de bouclage.

de l'équation de sélection. De la sorte, les éléments liés à l'endogénéité, source des biais, sont éliminés de l'effet de réduction du temps de travail.

L'application de cette méthode amène à simplifier le processus de sélection des entreprises dans les différents dispositifs de réduction du temps de travail. On suppose ici que les entreprises n'ont le choix qu'entre le dispositif Aubry I aidées et le choix de rester à 39 heures fin 2000. L'existence de deux autres choix possibles (Aubry II précurseurs et Aubry II) n'est pas censée modifier le choix des entreprises de signer un accord Aubry I plutôt que de rester à 39 heures (21). On modélise alors la sélection sous la forme d'un probit binomial.

### Une variable instrumentale particulièrement appropriée

Un second jeu d'hypothèses concerne le choix des variables instrumentales. On entend par là des variables qui expliquent le choix de l'entreprise de réduire son temps de travail mais qui n'ont pas d'effet direct sur ses évolutions de PGF. Dans le cadre des processus de sélection, ces variables sont appelées *variables d'exclusion*. Leur choix est déterminant pour l'application de ces méthodes.

La principale de ces variables instrumentales est le niveau des aides offertes à l'entreprise dans le cadre Aubry II (22), qui peut être calculé (23) aussi bien pour les entreprises passées à 39 heures que pour les entreprises passées à 35 heures, en appliquant les formules légales. Ce montant des aides varie d'une entreprise à l'autre, et c'est *a priori* un bon prédicteur du choix de rester à 39 heures. On peut penser qu'il est, en revanche, sans effet sur l'évolution de la PGF.

Une variable instrumentale appropriée doit d'abord expliquer directement et fortement la signature d'un accord Aubry I aidées. Le tableau 3 confirme empiriquement cette corrélation qui est positive. Le mécanisme sous-tendant cette corrélation est toutefois complexe. Les entreprises Aubry I aidées, au moment où elles ont choisi cette modalité d'accord, n'étaient pas *a priori* au courant de l'existence des aides Aubry II qu'elles recevront à partir de 2000. Elles ne se sont donc pas décidées à réduire leur temps de travail à cause du montant élevé d'aides qu'elles allaient recevoir. Cette variable explique plutôt pourquoi certaines entreprises sont encore à 39 heures fin 2000

alors qu'elles auraient pu signer des accords Aubry II et recevoir en contrepartie des aides importantes. Cette variable a donc vraisemblablement un impact direct sur le fait pour une entreprise d'être restée à 39 heures. Plus le montant d'aides est faible, plus il est probable que l'entreprise a décidé de ne pas réduire son temps de travail. Elle se trouve donc encore à ce titre dans le champ d'étude (restreint ici aux entreprises à 39 heures et aux entreprises Aubry I aidées). Cette variable joue donc très fortement sur la probabilité de rester à 39 heures : les entreprises pour lesquelles le niveau des aides est le plus faible ont plus de chances de rester à 39 heures (coefficient - 0,35 avec une élasticité de - 0,08, cf. tableau 3). Il s'agit de la variable dont la significativité est la plus importante dans cette régression (le *T* de Student est égal à 154,05).

Il aurait été souhaitable de disposer d'une variable affectant directement le choix, pour une entreprise, de signer un accord Aubry I. Il n'a pas été possible d'en trouver. Les estimations seraient sans doute différentes si les dispositifs Aubry II précurseur et Aubry II se trouvaient explicitement pris en compte. Néanmoins, les conclusions auxquelles conduisent les biais mis en évidence n'en seraient pas affectées. On cherche en effet davantage à tester l'hypothèse selon laquelle les biais d'hétérogénéité inobservée et d'effet du traitement n'affectent pas les estimations présentées dans le tableau 2, qu'à obtenir des résultats quantitativement interprétables. On cherche à mettre en évidence les biais là où ils sont vraisemblablement les plus forts, c'est-à-dire entre les entreprises Aubry I aidées et celles restées à 39 heures.

Il faut également que la variable instrumentale n'ait pas d'effet théorique direct sur les variations de la PGF des entreprises concernées. C'est bien le cas, car la productivité globale des facteurs (PGF) est un paramètre technologique de l'entreprise indépendant de ses coûts. Toutefois, le montant d'aides étant construit à partir de la structure salariale de l'entreprise, il pourrait

21. Cela revient à supposer que ces entreprises Aubry II précurseurs et Aubry II, si elles n'avaient pas pu passer à 35 heures dans une de ces deux modalités de réduction du temps de travail, auraient choisi de signer un accord Aubry I ou de rester à 39 heures dans les mêmes proportions que l'on observe d'entreprises Aubry I aidées et d'entreprises à 39 heures. Cette hypothèse est très restrictive. Elle affecte la valeur des coefficients, mais non les conclusions auxquelles ils conduisent.

22. Les aides Aubry I auraient pu constituer une variable instrumentale particulièrement appropriée. Cependant, la très faible variabilité de ces aides forfaitaires individuelles interdit leur utilisation dans ce cadre.

23. Les aides offertes à l'entreprise sont estimées en fonction de sa structure salariale en 1997 (cf. annexe 2).

Tableau 3  
Coefficients du modèle *probit* expliquant le choix de rester à 39 heures (plutôt que d'avoir signé un accord Aubry I aidé)

		Paramètre	Écart-type	Significativité	Effet marginal
	Constante	3,40	0,43	< 0,0001	
Secteur d'activité	Industries agro-alimentaires	- 0,48	0,05	< 0,0001	- 26,8 %
	Biens de consommation	- 0,59	0,05	< 0,0001	- 33,5 %
	Industrie automobile	- 0,20	0,10	0,04	- 10,4 %
	Biens d'équipement	- 0,07	0,05	0,14	- 3,7 %
	Biens intermédiaires	- 0,17	0,04	< 0,0001	- 10,2 %
	Énergie	- 1,42	0,16	< 0,0001	- 73,5 %
	Construction	- 0,30	0,04	< 0,0001	- 17,8 %
	Commerce	- 0,36	0,04	< 0,0001	- 23,6 %
	Transport	0,10	0,05	0,04	5,4 %
	Services aux entreprises	- 0,49	0,04	< 0,0001	- 28,5 %
		<i>Services aux particuliers</i>	<i>Réf.</i>		
Taille de l'entreprise	De 20 à 49 salariés	0,67	0,07	< 0,0001	62,7 %
	De 50 à 99 salariés	0,50	0,07	< 0,0001	25,0 %
	De 100 à 249 salariés	0,44	0,07	< 0,0001	20,5 %
	De 250 à 499 salariés	0,21	0,08	0,01	9,9 %
		<i>Plus de 500 salariés</i>	<i>Réf.</i>		
Structure par âge et qualification	Part des salariés âgés de 24 ans et moins	- 1,53	0,46	0,00	- 0,10
	Part des salariés âgés de 25 à 34 ans	0,06	0,36	0,87	0,01
	Part des salariés âgés de 35 à 49 ans	- 0,03	0,47	0,95	0,00
		<i>Part des salariés âgés de plus de 50 ans</i>	<i>Réf.</i>		
	Part des salariés non qualifiés	0,24	0,17	0,17	0,04
	Part des salariés qualifiés	0,20	0,21	0,34	0,03
		<i>Part des salariés très qualifiés</i>	<i>Réf.</i>		
	Part des hommes	0,14	0,17	0,42	0,02
	<i>Part des femmes</i>	<i>Réf.</i>			
Part des salaires dans la valeur ajoutée		0,95	0,95	0,42	0,02
Structure par âge et qualification interagie avec la part des salaires dans la valeur ajoutée	Part des salariés âgés de 24 ans et moins	0,40	0,57	0,48	0,02
	Part des salariés âgés de 25 à 34 ans	- 0,96	0,43	0,03	- 0,08
	Part des salariés âgés de 35 à 49 ans	- 1,15	0,57	0,05	- 0,10
		<i>Part des salariés âgés de plus de 50 ans</i>	<i>Réf.</i>		
	Part des salariés non qualifiés	- 0,33	0,21	0,12	- 0,04
	Part des salariés qualifiés	- 0,19	0,25	0,44	- 0,03
		<i>Part des salariés très qualifiés</i>	<i>Réf.</i>		
	Part des hommes	0,11	0,21	0,60	0,02
	<i>Part des femmes</i>	<i>Réf.</i>			
Variables instrumentales	Endettement/Capital productif > 50 %	- 0,04	0,02	0,03	- 2,4 %
	Montant potentiel des aides Aubry II (en log)	- 0,35	0,03	< 0,0001	- 0,08
	Part d'entreprises du secteur (N114) ayant signé un accord Robien	- 4,25	0,46	< 0,0001	- 0,06
Pourcentage de concordance		65,5 %			
Nombre d'observations		33 202			

Lecture : L'effet pour une entreprise d'être dans le secteur agro-alimentaire diminue la propension à rester à 39 heures (- 0,48). Son écart-type est égal à 0,05. Cet effet est significatif : l'hypothèse d'égalité de ce coefficient à 0 est rejetée avec une probabilité inférieure à 0,001 de se tromper. La propension à rester à 39 heures se décompose en une composante expliquée par les variables présentées dans le tableau et une composante résiduelle, supposée suivre une loi normale centrée réduite (modèle probit). L'estimation est effectuée par maximum de vraisemblance. 65,5 % des observations sont correctement prédites par le modèle (pourcentage de concordance). À caractéristiques autres identiques, appartenir à un secteur d'industrie agro-alimentaire diminue de 26,8 % la probabilité de rester à 39 heures, par rapport à une entreprise de services aux particuliers.

L'effet marginal reflète l'effet sur la probabilité de posséder telle ou telle caractéristique. Il est calculé différemment selon que la variable est continue ou discrète. Si la variable est discrète : il s'agit d'un rapport de probabilité fondé sur la moyenne de l'ensemble des variables explicatives. Le numérateur correspond à la probabilité prédite par le modèle d'un individu ayant la caractéristique étudiée et une moyenne de toutes les autres, le dénominateur est la probabilité prédite d'un individu ne possédant pas la caractéristique mais possédant une moyenne de toutes les autres. Si la variable est continue : il s'agit de l'inverse du ratio de Mills (estimé pour un individu ayant une moyenne toutes les caractéristiques) multiplié par le coefficient estimé dans la régression et l'écart-type de la variable continue étudiée. Cet effet s'interprète comme une élasticité de l'effet d'une hausse de la variable continue (ramenée à sa dispersion). Il n'est pas possible de comparer les effets marginaux d'une variable continue et d'une variable discrète. Les effets marginaux sur variables discrètes sont présentés en pourcentage, ceux sur variables continues en format standard.

Champ : entreprises de plus de 20 salariés ayant signé un accord Aubry I ou encore à 39 heures fin 2000 du secteur privé (hors secteurs immobilier et financier).

Source : DADS 1997, BRN 1997 et 2000, fichiers de l'Urssaf, Insee.

refléter sa structure par qualification, un salaire élevé étant le signe d'une qualification élevée. L'introduction d'une autre variable, indiquant directement la structure par qualification de l'entreprise, comme variable de contrôle dans l'équation de PGF répond à cette objection. Même en contrôlant la structure par qualification de la main-d'œuvre de l'entreprise, le montant des aides reste corrélé aux évolutions de PGF. Cette corrélation est la traduction statistique des biais d'endogénéité évoqués plus haut.

### Deux variables instrumentales complémentaires

D'autres variables instrumentales sont introduites. Elles expliquent moins bien la décision de l'entreprise de signer un accord Aubry I aidé plutôt que de rester à 39 heures et seule l'introduction des aides contrefactuelles Aubry II dans les variables instrumentales permet de montrer l'existence de biais d'endogénéité. L'introduction de ces variables permet néanmoins d'améliorer la précision des estimations et d'en évaluer dans une certaine mesure la robustesse. Ces variables sont au nombre de deux.

Tout d'abord, l'incertitude quant aux modes d'application des lois Aubry (24) ou l'incertitude touchant les négociations avec les représentants du personnel ont sans doute eu une incidence sur le passage aux 35 heures : elles ont pu le retarder ou le hâter. Un passage à 35 heures précoce des autres entreprises du secteur (mesuré par la part des entreprises du secteur passées à 35 heures avant l'application des lois Aubry (25)) a pu atténuer cette incertitude : l'exemple des entreprises pionnières donne une information aux autres entreprises sur les conséquences de la réduction du temps de travail. Ceci a conduit à introduire comme variable instrumentale la part des entreprises de même secteur (N114) et de même taille ayant signé un accord Robien (26). Les entreprises appartenant à des secteurs où un grand nombre d'entreprises ont déjà signé un accord Robien ont une plus faible probabilité, toutes choses égales par ailleurs, de rester à 39 heures fin 2000 (le coefficient est égal à - 4,25 avec une élasticité de - 0,06 sur la probabilité, cf. tableau 3).

On a également introduit le taux d'endettement de l'entreprise. L'hypothèse sous-jacente est qu'il atteste d'une plus forte valorisation du futur par l'entreprise : une telle valorisation conduit l'entreprise à s'engager dans des inves-

tissements importants, à plus long terme que des entreprises moins endettées. Des entreprises valorisant plus le futur souhaiteraient passer plus rapidement à 35 heures, anticipant que passer plus tardivement pourrait leur être plus coûteux, car la loi Aubry I ne spécifiait pas les formes de réduction de temps de travail auxquelles les entreprises pourraient avoir droit après janvier 2000. Les entreprises les plus endettées ont une probabilité plus faible de rester à 39 heures : la variable indiquant le fait d'avoir un ratio endettement sur capital productif supérieur à 50 % ressort dans le modèle *probit* avec un signe significativement négatif (coefficient égal à - 0,04 significatif au seuil de 5 %, cf. tableau 3).

Le calcul, pour chaque entreprise, de ces variables de contrôle, est donné dans l'annexe 2.

Le signe des coefficients de ces variables est conforme à l'intuition (27) (cf. tableau 3).

Le tableau 3 présente également l'ensemble des déterminants du fait d'être resté à 39 heures en 2000 plutôt qu'être passé à 35 heures dans le cadre Aubry I aidé. Les variables les plus discriminantes sont la taille et le secteur : c'est dans les entreprises les plus petites que le passage à 35 heures semble avoir été le plus tardif. Par ailleurs, les 35 heures auraient fait plus d'adeptes dans les secteurs de l'énergie, des biens de consommation et des services aux entreprises que dans ceux des transports, des services aux particuliers et des biens d'équipement. Les variables reflétant la structure par âge et qualification sont moins discriminantes que les variables instrumentales ou le secteur et la taille. Seule la part des salariés âgés de moins de 24 ans a un effet négatif sur la probabilité de rester à 39 heures : les entreprises à main-d'œuvre jeune sont passées plus rapidement à 35 heures. L'élasticité de la production au facteur travail est estimée par la part des salaires

24. Quel serait le champ d'application des 35 heures ? Quel serait le régime des heures supplémentaires ?

25. C'est-à-dire dans le cadre de la loi Robien dont on ne cherche pas à évaluer les effets.

26. L'introduction de cette variable instrumentale peut être discutée dans la mesure où elle pourrait refléter un effet du secteur N114 croisé avec la taille sur les gains de productivité. On suppose que l'introduction de variables de contrôle sectorielles à un niveau plus agrégé suffit à contrôler l'effet sectoriel. L'interprétation habituelle en termes d'effet d'entraînement est ainsi privilégiée.

27. Ce tableau sert à montrer quels sont les principaux déterminants expliquant le fait qu'une entreprise soit passée à 35 heures dans le cadre de la loi Aubry I plutôt que restée à 39 heures en 2000. D'autres variables pourraient être introduites dans cette régression (capacité de réorganisation ou environnement de l'entreprise) (cf. Bunel).

dans la valeur ajoutée médiane dans la cellule constituée par le secteur (NES114) croisée avec la taille correspondant à l'entreprise. Cette variable, et son interaction avec la structure par âge, sexe et qualification, sont des déterminants de l'évolution de la PGF (cf. encadré 3). Cela justifie leur introduction parmi les déterminants du fait de rester à 39 heures.

### Les estimations de la PGF sont sans biais d'hétérogénéité inobservée

La méthode d'Heckman en deux étapes sert à tester l'existence de l'une et l'autre des deux endogénéités mentionnées précédemment. Si la première existe, les entreprises à 35 heures auraient connu, sans réduction du temps de travail, des évolutions de PGF différentes de celles des entreprises restées à 39 heures fin 2000 (hétérogénéité inobservée des caractéristiques des entreprises). Si la seconde existe, les entreprises choisissent de réduire leur temps de travail en fonction de l'effet qu'elles escomptent sur leur PGF et seules les

entreprises pour lesquelles cet effet est le moins pénalisant passent à 35 heures (hétérogénéité de l'effet du traitement).

L'endogénéité liée à l'hétérogénéité inobservée (endogénéité du premier type) n'est pas validée par les données. Cette endogénéité est testée en examinant la corrélation, contrôlée des caractéristiques observables, entre le résidu de l'équation de la propension à passer à 35 heures et celui de l'équation de l'évolution de la PGF entre 1997 et 2000 pour les entreprises restées à 39 heures (cf. tableau 4 (coefficient  $\rho_0$ ) et annexe 3). Elle n'est pas significativement différente de zéro. Ainsi, à caractéristiques observées similaires, les entreprises qui ont signé un accord Aubry I aidées auraient connu des évolutions de PGF similaires à celles observées pour les entreprises restées à 39 heures s'il n'y avait pas eu de politique de réduction du temps de travail. Il s'ensuit que les estimations de la PGF données plus haut (cf. tableau 2) peuvent effectivement s'interpréter comme des effets de la réduction du temps de travail sur leur PGF.

En revanche, les conclusions concernant le deuxième type d'endogénéité (hétérogénéité de l'effet du traitement) sont moins évidentes : les entreprises encore à 39 heures fin 2000 n'auraient peut-être pas connu les mêmes gains de PGF que les entreprises Aubry I si elles étaient passées à 35 heures dans ce cadre.

Ce type d'endogénéité se caractérise par une différence entre les coefficients  $\rho_1$  et  $\rho_0$ , pondérée par les variances respectives des résidus  $\rho_1$  et  $\rho_0$ , significativement différente de zéro. Dans les spécifications retenues, on observe dans tous les cas que le coefficient  $\rho_1\sigma_1 - \rho_0\sigma_0$  est positif. Les entreprises qui sont passées à 35 heures étaient celles pour lesquelles les baisses de PGF dues à la RTT étaient les plus faibles. Cette différence n'est toutefois pas significative dans tous les cas. Selon la méthode d'estimation, l'existence de cette sorte d'endogénéité est parfois confirmée (cf. tableau 4, colonne 2) et parfois rejetée (cf. tableau 4, colonne 1).

D'après ces nouveaux estimateurs, la réduction du temps de travail se serait traduite en moyenne, pour les entreprises Aubry I aidées, par des pertes de PGF par tête de 5 à 7 % (cf. tableau 4, effet du traitement sur les traités). Mais ces estimations sont très imprécises et s'avèrent non significativement différentes des estimations par la méthode des appariements ou par MCO. Puisqu'on rejette l'hypothèse de sélectivité sur inobservables ( $\rho_0$  n'étant pas significativement

Tableau 4  
Méthode avec sélection sur inobservables

	Moindres carrés ordinaires (1)	Maximum de vraisemblance (1)
Corrélations		
$\rho_0$	0,085 <i>0,122</i>	0,031 <i>0,117</i>
$\rho_1$	0,268 <i>0,151</i>	0,566 <i>0,027</i>
$\rho_1\sigma_1 - \rho_0\sigma_0$	0,0424 <i>0,0420</i>	0,149 <i>0,030</i>
Estimations des effets		
Effet du traitement sur les traités (Aubry I aidées)	- 0,071 <i>0,051</i>	- 0,049 <i>0,048</i>
Effet du traitement sur les non-traités (entreprises à 39 heures)	- 0,144 <i>0,035</i>	- 0,413 <i>0,031</i>
Effet moyen du traitement (pour les entreprises Aubry I aidées et à 39 heures)	- 0,122 <i>0,048</i>	- 0,223 <i>0,018</i>
1. Se reporter à l'annexe 3.		

Lecture : on introduit comme contrôles des équations de PGF la taille de l'entreprise, le secteur, la structure de la main-d'œuvre en 1997 par âge et par qualification, la part des salaires dans la valeur ajoutée en 1997. Ces variables sont introduites dans l'équation de sélection dans le dispositif Aubry I aidées en sus des variables instrumentales.  $\rho_0\sigma_0$  (resp.  $\rho_1\sigma_1$ ) est le coefficient du Ratio de Mills dans les équations de PGF des entreprises restées à 39 heures (resp. Aubry I aidées).  $\rho_0$  (resp.  $\rho_1$ ) mesure la corrélation entre les résidus de l'équation de PGF et ceux de l'équation de sélection (cf. annexe 3).

Les résultats de l'ensemble de la régression sont présentés en annexe 4.

Les écart-types sont en italique.

Champ : 33 202 entreprises Aubry I aidées et 39 heures de plus de 20 salariés du secteur privé (hors secteurs immobilier et financier). Source : DADS 1997, BRN 1997 et 2000, fichiers de l'Urssaf, Insee.

différent de 0), l'ordre de grandeur fourni par ces estimations initiales peut être conservé : il correspondrait à des pertes de PGF de 3 à 4 % (cf. tableau 1). Les entreprises Aubry I aidées ont ainsi connu de faibles pertes de PGF par rapport à la baisse de 10 % de leur durée du travail. Selon les mêmes estimateurs, l'application du dispositif de réduction du temps de travail Aubry I aux entreprises encore à 39 heures fin 2000 aurait été en revanche plus préjudiciable à la PGF (cf. tableau 4, effet du traitement sur les non traités). En moyenne, elles auraient en effet perdu entre 14 et 40 % de PGF.

### Un processus plus complexe sur l'emploi

L'application de cette méthode aux équations d'emploi se heurte à deux difficultés.

D'une part, la variable instrumentale principale, les aides contrefactuelles Aubry II, n'est plus forcément adéquate pour toutes les entreprises sur lesquelles ces effets sont estimés. En effet, un grand nombre de travaux montrent que le niveau d'emploi dans les entreprises est sensible au coût salarial (28). Ainsi, les aides Aubry II qui affectent le coût du travail des entreprises qui réduisent leur temps de travail ont eu un impact sur les évolutions d'emploi de ces entreprises. Pour ces entreprises, cette variable ne peut plus donc être considérée comme une variable instrumentale (29).

Elle demeure néanmoins une bonne variable instrumentale pour les entreprises restées à 39 heures. En effet, ces entreprises n'ont pas perçu ces aides : elles n'auraient pu les obtenir que si elles avaient réduit leur temps de travail. Puisque les entreprises restées à 39 heures ne les reçoivent finalement pas, elles n'ont pas de raison d'être corrélées avec leurs propres évolutions d'emploi. Cela permet de tester l'existence du biais d'hétérogénéité inobservée, car seule l'équation d'emploi pour les entreprises restées à 39 heures a besoin d'être estimée pour cela (cf. annexe 3). En revanche, il n'est plus possible de tester l'existence du biais d'hétérogénéité de l'effet du traitement.

### La RTT a contribué à faire progresser plus rapidement le coût salarial des entreprises restées à 39 heures

D'autre part, comme on l'a déjà annoncé, il devient impossible de négliger *a priori* l'effet de bouclage : même si les aides Aubry n'ont, par définition, pas pu affecter l'emploi des

entreprises restées à 39 heures, elles ont pu avoir eu un effet indirect sur cet emploi par leur impact sur le Smic : dans les entreprises restées à 39 heures, le Smic horaire a augmenté plus rapidement qu'en l'absence de réduction du temps de travail.

En effet, le Smic horaire est revalorisé tous les ans en fonction du salaire horaire de base ouvrier (SHBO). Sur la période, celui-ci a particulièrement augmenté car le SHBO est calculé à partir d'un échantillon d'entreprises dont certaines sont passées à 35 heures. Les entreprises qui passent à 35 heures doivent assurer une « garantie mensuelle » à leurs salariés payés au Smic, c'est-à-dire leur verser un salaire mensuel égal à ce qu'ils touchaient quand ils travaillaient 39 heures. La garantie mensuelle contribue donc à augmenter leur salaire horaire, donc le SHBO et donc la valeur du Smic horaire des entreprises restées à 39 heures. L'évolution du Smic des entreprises passées à 35 heures dépend, quant à elle, du salaire mensuel de base ouvrier (SMBO) qui n'a pas connu d'évolution aussi importante sur la période. Les entreprises restées à 39 heures ont donc connu une évolution du Smic plus importante du fait des 35 heures (pour plus de précision voir Desplatz, Jamet, Passeron et Romans (2003)).

Les entreprises qui sont restées à 39 heures ne sont pas un bon groupe de contrôle puisque leur emploi a été affecté par les lois de réduction du temps de travail : sans loi Aubry, leur évolution d'emploi (cf. schéma 2, droite 4b) aurait été probablement plus forte que celle observée (cf. schéma 2, droite 4).

L'évaluation des effets sur l'emploi de la politique de réduction du temps de travail sort alors du cadre standard de l'évaluation utilisé pour estimer les effets sur la productivité globale des facteurs. Il s'avère alors nécessaire d'examiner en quoi chacune des étapes de cette évaluation peut être affectée, dans le cas de l'emploi, par le biais d'hétérogénéité du traitement (effet de bouclage).

La première étape consiste à estimer les équations donnant les évolutions d'emploi des entre-

28. Se reporter à Cahuc et Zylberberg (2001) pour une revue de la littérature dans ce domaine.

29. On pourrait toutefois imaginer que le coût salarial n'affecte pas l'emploi, ce qui serait cohérent avec l'hypothèse de partage du travail. Les estimations effectuées sous cette hypothèse montrent alors de très fortes pertes d'emploi, non cohérentes avec les faibles pertes de productivité observées dans la partie précédente. On conclue de cette incohérence que les aides contrefactuelles Aubry II ne sont pas une bonne variable instrumentale pour les équations d'emploi, y compris dans un schéma de partage du travail.

prises restées à 39 heures. Elle n'est que peu affectée par les problèmes de bouclage : il s'agit surtout de s'assurer que l'ensemble des variables expliquant les évolutions d'emploi figurent bien parmi les variables explicatives. La seconde étape utilise ces équations pour reconstruire les évolutions d'emploi qu'auraient connues les entreprises passées à 35 heures si elles étaient restées à 39 heures. Elle est plus problématique lorsque les variables expliquant les évolutions d'emploi sont affectées par la RTT. Dans ce cas, pour évaluer correctement les effets de cette politique, il faut faire des hypothèses non usuelles sur la manière dont les variables expliquant les évolutions d'emploi du groupe de référence (ou groupe de contrôle) ont été affectées par les lois Aubry.

On suppose que l'effet des lois Aubry sur l'emploi des entreprises à 39 heures n'est dû qu'à l'augmentation particulière de leur Smic (qui aurait été moins forte si aucune loi de réduction du temps de travail n'avait été adoptée). Celle-ci est prise en compte par l'introduction dans l'équation d'emploi de l'augmentation du coût salarial due à l'accroissement du Smic horaire et à sa diffusion aux salaires proches du Smic (30). Cette augmentation du coût salarial est estimée à partir de l'évolution observée du Smic horaire entre 1997 et 2000 et de la dispersion des salaires propre à chaque entreprise (cf. annexe 2). Il s'agit de l'augmentation minimale en l'absence de toute hausse de salaire propre à l'entreprise. Elle ne dépend que de la revalorisation du Smic (qui a augmenté de 7 % entre 1997 et 2000) et des modifications de cotisations patronales entre 1997 et 2000. Cette variable est introduite de préférence à l'évolution du coût observée car elle n'est pas endogène. En effet, le coût que l'on observe directement peut être affecté par les évolutions d'emploi décidées par l'entreprise.

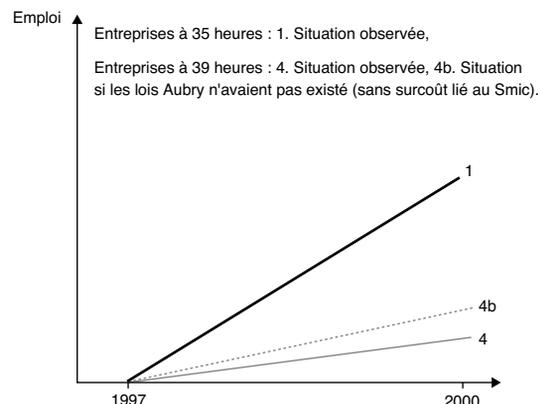
Ainsi, entre 1997 et 2000, l'évolution du coût salarial induite par les hausses du Smic et les modifications des cotisations patronales est, en moyenne, de 1,6 %. Si le Smic était resté constant (en valeur nominale) et que les cotisations patronales avaient connu les évolutions observées, la hausse du coût salarial n'aurait été que de 1 %.

Les aides Aubry II potentielles restent pour leur part une variable instrumentale correcte qui n'est pas corrélée à l'emploi des entreprises demeurées à 39 heures (31), ce qui n'aurait pas été le cas si la variable indiquant l'évolution du coût n'avait pas été introduite. L'élasticité de l'emploi au coût du travail ainsi mesurée est de 1,51 et est significativement différente de zéro (cf. tableau 5). L'emploi est donc indirectement affecté par la hausse du Smic, *via* la hausse du coût du travail. Cette élasticité de l'emploi au coût du travail, cohérente avec les résultats obtenus par Crépon-Desplat (2002), est dans la fourchette supérieure des estimations existantes. Par ailleurs, cette estimation montre que, sans réduction du temps de travail, les entreprises Aubry I aidées n'auraient pas connu d'évolutions d'emploi différentes de celles des entreprises restées à 39 heures (32). Les estimations effectuées en première partie sur l'emploi ne sont donc pas biaisées par l'hétérogénéité inobservée. Le différentiel d'emploi estimé de 10 % entre les entreprises restées à 39 heures et celles passées à 35 heures est bien imputable à la politique de RTT. Mais, avant d'interpréter ce différentiel comme le montant des créations nettes d'emploi dû à la RTT, il faut mener des investigations complémentaires.

### La RTT a modérément affecté l'évolution de l'emploi des entreprises restées à 39 heures

La RTT aurait pu contribuer à limiter la création d'emplois parmi les entreprises restées à 39 heures. Ainsi, la forte hausse du Smic induite

Schéma 2  
Évolution de l'emploi si toutes les entreprises sont affectées par les lois Aubry



30. Cet accroissement du coût est reconstruit à partir de la distribution des salaires observée dans la firme en 1997 (source : DADS, cf. annexe 2). L'effet du Smic dépend notamment de la part de bas salaires dans l'entreprise, son effet est modéré par un effet de diffusion différent selon les entreprises.

31. Les aides Aubry II peuvent mesurer approximativement le nombre de salariés dans l'entreprise rémunérés à un salaire proche du Smic. Ne pas introduire les variables indiquant la déformation de la masse salariale liée à la hausse du Smic aurait pour conséquence d'introduire une corrélation entre les aides Aubry II et la variation d'emploi. Les aides Aubry II ne seraient plus alors une bonne variable instrumentale.

32.  $\rho_0$  n'est plus différent de zéro d'après les estimations effectuées à l'aide de la méthode d'Heckman en deux étapes (cf. tableau 5).

par la RTT n'a eu d'effets négatifs que sur l'emploi des entreprises restées à 39 heures puisque cette hausse n'a pas concerné les entreprises restées à 35 heures.

Pour donner un ordre de grandeur des effets de la réduction du temps de travail sur les entreprises restées à 39 heures, il faudrait alors connaître l'évolution du Smic sans la mise en œuvre de cette politique. Les coefficients présentés dans le tableau 5 permettraient alors, en reconstituant l'évolution des coûts salariaux dans chaque entreprise induite par une telle évolution du Smic, de simuler les évolutions d'emploi qu'auraient connues les entreprises restées à 39 heures. En appliquant la hausse du coût salarial induite par les seules hausses de cotisation patronale de 1 % (cf. *supra*), on peut estimer, par différence, l'effet du Smic sur l'emploi à 0,9 % (33).

Au total, si le différentiel de 10 % d'évolution d'emploi estimé en première partie s'interprète bien comme l'effet pour une entreprise donnée d'avoir réduit son temps de travail plutôt que d'être restée à 39 heures, il ne mesure pas parfaitement l'écart avec l'évolution d'emploi qu'elle aurait connue en l'absence totale des lois Aubry. Compte tenu de ce qui précède, il surestime légèrement l'évolution d'emploi imputable à la RTT.

Tableau 5  
Estimation des effets de la RTT sur l'emploi

	Méthode d'Heckman	Maximum de vraisemblance
$\rho_0$	0,006 0,132	- 0,004 0,138
Coefficient de l'augmentation du coût salarial induite par l'évolution du Smic dans l'équation d'emploi	- 1,509 0,252	- 1,510 0,229
Effet du traitement sur les traités	0,097 0,019	0,101 0,064

*Lecture : la sélection des entreprises dans le dispositif Aubry I aidées est binomiale et modélisée par un probit binomial. Les contrôles dans l'équation d'emploi sont la taille de l'entreprise, du secteur, de la composition de la main-d'œuvre de l'entreprise en 1997 en termes de qualification, de sexe, d'âge, de la part de la masse salariale dans la valeur ajoutée en 1997 et l'évolution du coût du travail due à l'accroissement particulier du Smic pour les entreprises restées à 39 heures. Les variables instrumentales sont les aides Aubry II contrefactuelles, le taux d'endettement de l'entreprise, le nombre d'entreprises signataires d'un accord Robien dans le secteur. La construction de la variable décrivant l'évolution du coût salarial à partir de l'évolution du Smic et de la distribution des salaires dans l'entreprise est présentée dans l'annexe 2. Les résultats de l'ensemble de la régression sont présentés en annexe 4. Les écarts-types sont indiqués en italique. Champ : 33 202 entreprises Aubry I aidées et restées à 39 heures de plus de 20 salariés du secteur privé (hors secteurs immobilier et financier). Source : DADS 1997, BRN 1997 et 2000, fichiers de l'Urssaf, Insee.*

## Partage du travail ou demande de travail « classique » : quel scénario explique les créations d'emplois ?

Ainsi, les estimations données dans la première partie de cet article ne sont pas affectées par le biais d'hétérogénéité inobservée. C'est pour la PGF que ceci conduit aux résultats les plus robustes, dans la mesure où l'effet de bouclage peut être écarté *a priori*. Les effets observés peuvent effectivement s'interpréter comme l'effet de la RTT sur la productivité des entreprises ayant réduit leur temps de travail. La seule limite concerne l'extrapolation de cet effet aux entreprises restées à 39 heures : les résultats ne disent rien des effets qu'aurait ou aurait eu la RTT sur la PGF des entreprises n'ayant pas réduit leur temps de travail, qui sont très vraisemblablement différents.

Dans le cas de l'emploi, l'effet de bouclage limite plus fortement l'interprétation des résultats. Grâce à l'absence de biais d'hétérogénéité inobservée, on peut certes continuer à interpréter l'effet mesuré dans la première partie comme le gain en emploi résultant du choix de passer à 35 heures, plutôt que de rester à 39 heures. Mais cet effet superpose cette fois deux composantes : le gain en emploi lié aux 35 heures proprement dit, et les éventuelles limitations ou pertes d'emploi que l'entreprise aurait connues, si elle était restée à 39 heures, sous l'effet de la hausse du Smic horaire.

Pour corriger les estimations de cet effet, il serait nécessaire de reconstituer l'évolution qu'aurait eu le Smic sans réduction du temps de travail. L'hypothèse d'un Smic constant en l'absence de réduction du temps de travail permet de déterminer une borne supérieure aux résultats obtenus. On propose dans ce qui suit une interprétation économique aux estimations de la première partie.

## Le scénario de partage du travail est à écarter pour les entreprises Aubry I aidées

Deux principaux cadres théoriques peuvent expliquer les effets d'une réduction du temps de travail sur l'emploi : le scénario de partage du

33. Cette estimation est obtenue à l'aide du calcul suivant :  $(1,6\% - 1\%) \times (-1,51) = 0,9\%$ . 1,6 % correspond à la hausse du coût du travail induite par les revalorisations du Smic et les hausses de cotisations patronales, 1 % correspond à la hausse du coût du travail induite par les seules hausses de cotisations patronales. - 1,51 est l'élasticité de l'emploi à la hausse du coût salarial.

travail, et le scénario dit « classique » (Cahuc, d'Autume, 1997) (cf. encadré 4 et introduction). Dans le premier, les entreprises sont contraintes par leur demande et décident de leur demande de travail en fonction de l'objectif de production qu'elles veulent atteindre. Dans ce scénario, une réduction du temps de travail accroît l'emploi, puisque l'entreprise a besoin de plus de salariés pour produire autant. Des gains de productivité horaire limitent cet effet positif sur l'emploi dans la mesure où l'entreprise a alors besoin de moins d'heures pour atteindre le même objectif de production.

Cette interprétation semble, à première vue, à écarter pour les entreprises Aubry I aidées : les créations d'emploi ont été, on l'a vu, très importantes par rapport aux pertes de PGF par tête. On est donc conduit à calculer, les créations d'emploi qu'aurait dû connaître chaque entreprise Aubry I aidée dans un cadre de pur partage du travail, compte-tenu de ses pertes de PGF par tête. Les hypothèses adoptées pour ce calcul supposent une relation entre production et facteur travail purement technologique et non fondée sur un comportement d'optimisation de l'entreprise (34). L'évolution de l'emploi  $\Delta \ln L$  due aux 35 heures est alors liée à la variation de la productivité globale des facteurs  $\Delta \ln PGF$  selon la relation suivante :

$$\Delta \ln L = \frac{\Delta \ln PGF}{\beta}$$

où  $\beta$  est l'élasticité de court terme de la production au travail (cf. encadré 4). Cette élasticité peut être estimée de différentes manières avec les données disponibles. De façon générale, elle est égale à la masse salariale divisée par la valeur ajoutée en 1997. L'inconvénient de cette mesure est qu'elle est sujette à des perturbations : pour un certain nombre d'observations, elle est supérieure à 1. Comme cette variable reflète la technologie de l'entreprise, on retient comme estimation de  $\beta$  la valeur médiane par secteur et par taille d'entreprise du ratio masse salariale sur valeur ajoutée calculé pour chaque entreprise (35).

Avec ces hypothèses, et compte tenu des effets de la réduction du temps de travail sur la productivité globale des facteurs, les entreprises Aubry I aidées auraient dû créer en moyenne seulement 4,6 % d'emplois. Ce chiffre n'est pas directement comparable à l'évolution d'emploi de 9,6 % observée, car il est affecté par les effets de bouclage (cf. tableau 2). Il ne s'agit que

d'une hypothèse extrême, selon laquelle le Smic n'aurait pas augmenté en l'absence de la RTT. Elle conduit à une augmentation du coût salarial de 1 %, au lieu de 1,6 %. L'autre hypothèse, également extrême, correspond à l'absence d'effet de bouclage. L'évolution réelle qu'aurait dû connaître le Smic en l'absence de RTT se situe entre les deux.

Avec l'hypothèse d'une absence totale d'évolution du Smic sans RTT, le différentiel d'emploi doit être diminué de l'effet des hausses du Smic sur l'emploi des entreprises restées à 39 heures, soit 0,9 % (36). Dans ce cas extrême, le différentiel ne se monte plus qu'à 9 %, toujours significativement différent des 4,6 % obtenus sous l'hypothèse de partage pur du travail. Même sous cette hypothèse extrême, qui réduit au maximum l'écart d'évolution d'emploi entre entreprises Aubry I aidées et entreprises restées à 39 heures, l'hypothèse de partage pur du travail est rejetée. Le résultat est similaire lorsqu'on examine les entreprises Aubry II. En revanche, les entreprises Aubry II précurseurs semblent s'être trouvées dans un cadre de partage du travail, c'est-à-dire contraintes par leur demande.

L'estimation précédente est fondée sur l'hypothèse que le différentiel d'évolution du capital productif n'est pas lié à la réduction du temps de travail, alors même qu'il apparaît significatif et positif (+ 4,6 % pour les entreprises Aubry I aidées et + 2,7 % pour les Aubry II). Sans même faire cette hypothèse, le différentiel observé de valeur ajoutée, également positif et significatif, est contradictoire avec l'hypothèse de partage du travail, dans lequel il devrait être nul s'il n'était imputable qu'à la RTT.

### **La baisse du coût salarial dans les entreprises Aubry I et Aubry II a plus que compensé la baisse de productivité due aux 35 heures**

Le deuxième cadre théorique pour expliquer les effets de la réduction du temps de travail est le

34. Ces hypothèses concernent la fonction de production (une fonction Cobb-Douglas avec un facteur capital qui ne s'ajuste pas à court terme) et l'élasticité de la production au facteur travail.

35. Si on considérait la valeur de  $\beta$  fixée pour l'ensemble de l'économie, les résultats seraient sensibles à cette valeur. En revanche, les résultats ne diffèrent pas qualitativement (en ce qui concerne l'acceptation et le rejet pour les différents tests) lorsqu'on modifie l'estimation de cette valeur, à condition de conserver suffisamment d'hétérogénéité entre les entreprises.

36. Cf. estimation ci-dessus.

cadre de demande de travail classique. Dans ce cadre, les entreprises ne sont pas contraintes par la demande et décident du niveau de leur demande de travail en maximisant leur profit. La réduction du temps de travail ne crée de l'emploi que si les pertes de productivité globale des facteurs par tête sont compensées par une baisse au moins aussi importante du coût du travail par tête (cf. encadré 4).

En moyenne, les salaires ont progressé de 2,5 % moins vite dans les entreprises Aubry I aidées que dans les entreprises de caractéristiques identiques restées à 39 heures fin 2000. À cette modération salariale s'ajoute l'effet des aides qu'ont reçues ces entreprises. Leur coût salarial par tête a baissé au total de 6 % entre 1997 et 2000 (cf. tableau 2). Les entreprises Aubry I aidées ont connu en moyenne, des pertes de PGF de 3,7 % entre 1997 et 2000. Au total, la perte de productivité est inférieure à la baisse du coût salarial par tête, la différence étant de 2,3 %.

Là encore, ces estimations ne prennent pas en compte les effets de bouclage. Elles sont effectuées sous l'hypothèse extrême selon laquelle le coût salarial des entreprises restées à 39 heures n'aurait pas été affecté par la réduction du temps de travail. On peut faire l'hypothèse alternative, également extrême, selon laquelle l'évolution du Smic aurait été nulle en l'absence de réduction du temps de travail. Dans ce cas, le différentiel d'évolution du coût du travail entre 35 heures et 39 heures doit être réduit de 1,5 point. Pour les entreprises Aubry I aidées, la perte de productivité globale des facteurs reste inférieure à celle du coût du travail par tête, la différence n'étant plus alors que de 0,8 %, beaucoup moins élevée. Pour les entreprises Aubry II, la différence devient négative (-0,2 %), non significativement différente de zéro.

En conclusion, l'effet réel de la réduction du temps de travail sur la différence entre PGF et coût salarial par tête est compris entre 0,8 et 2,3 % : il est donc dans tous les cas positif.

Dans ce cadre de demande de travail classique, la perte de PGF aurait dû entraîner des pertes d'emploi, mais elle a été plus que compensée par les effets bénéfiques pour l'emploi de la modération salariale et des aides. *Au total, la réduction du temps de travail a pu créer des emplois parce qu'y étaient associées des aides et parce qu'elle incitait à une certaine modération salariale.*

Cette interprétation est confirmée par l'étude de De Coninck (2004), qui compare des entreprises

de moins de 20 salariés et de plus de 20 salariés entre 2000 et 2001 à partir de l'enquête *Emploi* par une méthode dite de « *regression discontinuity* » (37). Entre ces deux dates, l'horaire légal du travail passe de 39 à 35 heures pour les entreprises de plus de 20 salariés. Celles-ci sont obligées de réduire leur durée de travail, éventuellement dans le cadre d'un accord, ou d'augmenter leurs coûts salariaux, en payant sous forme d'heures supplémentaires les quatre heures excédant la durée légale après la réforme. L'auteur montre que l'emploi augmente moins vite dans les entreprises d'une taille légèrement supérieure à 20 salariés (c'est-à-dire dans le champ d'application des lois Aubry) que dans celles qui ont un peu moins de 20 salariés (c'est-à-dire hors du champ d'application des lois Aubry). Dans la mesure où la plupart des entreprises de taille proche de 20 salariés sont restées à 39 heures (cf. tableau 3) (38), on peut interpréter cette évolution d'emploi à l'aune de l'augmentation du coût du travail induit par la transformation des heures au-delà des 35 heures en heures supplémentaires que les entreprises de moins de 20 salariés n'ont pas connue. Cette étude confirme le rôle central du coût du travail dans les évolutions d'emploi observées.

On peut néanmoins s'interroger sur l'ampleur des effets mis en évidence dans cet article. Dans l'hypothèse où les effets de bouclage n'ont pas été importants, la baisse relative du coût du travail par rapport à la PGF est de 2,3 %, pour des hausses de l'emploi de 9,9 %, soit une élasticité de la demande de travail à son coût de l'ordre de 4 à 5 (39). Cette élasticité est cohérente avec le mécanisme d'ajustement de l'emploi à la variation de PGF proposé en encadré 4, c'est-à-dire dans un cadre classique sans coût d'ajustement (40). Mais elle est très supérieure aux estimations de l'élasticité de la demande de travail à son coût fournies jusqu'ici par la littérature.

Peut-être serait-il possible d'expliquer l'ampleur de cette réaction en tenant compte d'effets d'interaction entre la réduction des coûts unitai-

37. Cette méthode exploite les effets de seuil. Son inconvénient est qu'elle est locale et que son extrapolation à un effet global n'est pas immédiate. Elle contourne cependant certains biais d'hétérogénéité inobservée évoqués ci-dessus.

38. Dans le stade actuel de l'étude, ne sachant pas quelles entreprises ont signé un accord de réduction du temps de travail, l'auteur attribue à la RTT les évolutions obtenues. On en fait ici une interprétation un peu différente.

39. Si des effets de bouclage existaient, l'élasticité de l'emploi au coût serait encore plus importante.

40. Cette estimation de l'élasticité est obtenue en reprenant le coefficient correspondant à l'effet d'une variation du coût salarial sur la variation d'emploi dans le cadre classique. Il est égal à  $1/(1-\beta)$ , où  $\beta$  a une valeur comprise entre 0,7 et 0,8.

res et la conjoncture générale de la période. Les entreprises Aubry I, grâce à l'évolution favorable de leur coût relatif, auraient été beaucoup plus aptes à tirer parti de la conjoncture porteuse de la fin des années 1990 : elles en auraient profité pour accroître leurs parts de marché au détriment des autres entreprises. Mais il ne s'agit que d'une hypothèse.

Au terme de cette analyse, il reste encore difficile de parvenir à une explication à la fois complète et simple des différentiels d'évolution

d'emploi des entreprises Aubry I et des entreprises restées à 39 heures, même restreinte à la seule période 1997-2000. Il est *a fortiori* difficile d'effectuer une analyse complète des effets à moyen et long terme de la RTT. Les développements méthodologiques proposés peuvent contribuer à cette expertise : ils poussent cependant les méthodes d'évaluation sur données micro-économiques en leurs limites extrêmes. Aussi ne faut-il pas en attendre davantage qu'un éclairage partiel. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Brodaty T., Crépon B. et Fougère D. (2002)**, « Les méthodes micro-économétriques d'évaluation : développements récents et applications aux politiques actives de l'emploi », à paraître dans *Économie et Prévision*.

**Bunel M. (2005)**, « Les déterminants des embauches des établissements à 35 heures : aides incitatives, effets de sélection et modalités de mise en œuvre », *Économie et Statistique*, dans ce numéro.

**Bunel M. et Jugnot S. (2003)**, « 35 heures : évaluation de l'effet emploi. », *Revue Économique*, vol. 54, n° 3, pp. 595-606.

**Cahuc P. et d'Autume A. (1997)**, « Réduction du temps de travail et emploi : une synthèse », in *La réduction du temps de travail : une solution pour l'emploi ?*, Economica.

**Carré J.-J., Dubois P. et Malinvaud E. (1972)**, *La Croissance française*, Éditions du Seuil.

**Cette G., Dromel N. et Méda D. (2003)**, « Les déterminants du jugement des salariés sur la RTT », *Document d'études de la Dares*, n° 77.

**CGP (2001)**, *Réduction du temps de travail : les enseignements de l'observation*, Rapport de la commission présidée par Henri Rouilleault, La documentation Française.

**Craine R. (1973)**, « On the Service Flow from Labour », *Review of Economics Studies*; vol. 40, n° 11, pp. 39-46.

**De Coninck R. (2004)**, « A Regression Discontinuity Analysis of the 35-hour Workweek in France », *mimeo*, Department of Economics, Chicago University.

**Desplat R., Jamet S., Passeron V. et Romans F. (2003)**, « La modération salariale en France depuis le début des années 1980 », *Économie et Statistique*, n° 367, pp. 39-52.

**Feldstein M. (1967)**, « Specification of the Labor Input in the Aggregate Production Function », *Review of Economic Studies*, n° 34, pp. 375-386.

**Fiole M., Passeron V. et Roger M. (2000)**, « Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail », *Document d'études de la Dares*, n° 35.

**Fiole M. et Roger M. (2002)**, « Les effets sur l'emploi de la loi du 11 juin 1996 sur la réduction du temps de travail : une analyse microéconométrique » *Économie et Statistique*, n° 357-358, pp. 3-22.

**Gianella C. et Lagarde P. (1999)**, « Productivity of Hours in The French Manufacturing Sector », *Document de travail*, n° G9918, Insee.

**Griliches Z. et Mairesse J. (1997)**, « Production Functions: The Search for Identification », Working Paper, Crest-Insee, n° 9730.

**Hart R.A. et Mc Gregor P.G. (1988)**, « The Returns to Labor Services in West Germany », *European Economic Review*, n° 32, pp. 947-963.

**Jugnot S. (2002)**, « Combien d'emplois créés par la réduction du temps de travail ? », La société française, Données Sociales 2002-2003, pp. 255-262.

**Wise L. (1980)**, « The Productivity of Hours in UK Manufacturing and Production Industry », *Economic Journal*, vol. 90, n° 357, pp. 74-81.

## L'IDENTIFICATION DES ENTREPRISES PASSÉES À 35 HEURES

### Les sources d'information

Pour identifier les établissements passés à 35 heures, on dispose d'un ensemble de sources dont aucune n'est exhaustive et qui ne sont pas toujours cohérentes entre elles. Il est donc nécessaire de les confronter et de choisir, en cas d'incohérence, celle qui paraît la plus fiable. Les sources sont présentées selon un ordre de fiabilité décroissant.

### Le fichier des aides structurelles

La loi Aubry II accorde l'allègement de cotisations sociales à tout établissement ayant signé un accord majoritaire de réduction du temps de travail et en faisant la demande auprès de l'Urssaf. Ces demandes, faites au niveau départemental, sont par la suite centralisées à la Dares.

Ce fichier contient donc les établissements Robien et les établissements Aubry I aidés, auxquels on accorde les aides structurelles Aubry II en sus des aides incitatives prévues par les précédentes lois sur la réduction du temps de travail. À ces établissements s'ajoutent les établissements communément appelés Aubry I non-aidés ou Aubry II anticipés : ils ont réduit leur temps de travail avant janvier 2000 mais n'ont pas demandé les aides Aubry I, pour ne pas être contraints, dans le nombre d'emplois créés ou préservés, par exemple. Enfin, on trouve dans ce fichier les établissements Aubry II, passés aux 35 heures après janvier 2000 et ne pouvant à ce titre bénéficier que de l'aide structurelle prévue par la loi Aubry II.

Ce fichier devrait recenser l'ensemble des établissements passés à 35 heures, mais ce n'est pas le cas pour deux raisons. La première vient d'une remontée différée de l'information des départements jusqu'à la Dares. À une date donnée, on n'a qu'une vision imparfaite des accords signés. La deuxième provient de la législation qui impose aux établissements de signer un accord majoritaire pour recevoir ces aides et apparaître ainsi dans le fichier. Certains établissements peuvent trouver cette contrainte trop importante et s'y refuser.

D'autres sources que le suivi statistique des déclarations en vue du bénéfice de l'allègement de cotisations sociales doivent donc être utilisées pour identifier les établissements passés aux 35 heures. La Dares a déjà repéré certains établissements à l'aide de la base *destin 1999* et de la base *DGEFP (Délégation Générale à l'Emploi et à la Formation Professionnelle)*.

Par ailleurs, la Dares a fourni le *suivi des conventions de réduction collective de la durée du travail, Robien et Aubry I*.

### Le suivi des conventions Robien et Aubry I

Les accords Robien et Aubry donnaient lieu, pour obtenir les aides incitatives à la réduction du temps de travail, à des conventions entre l'État et l'établissement signataire. Ces conventions signées au niveau régional étaient ensuite centralisées à la Dares et ont permis à celle-ci de

constituer des fichiers des établissements Robien et Aubry I, contenant un certain nombre de renseignements sur les modalités de passage aux 35 heures.

Même si selon la loi c'est l'établissement qui décide de passer aux 35 heures, les conventions signées avec l'État pouvait l'être au niveau de l'entreprise ou du groupe. Grâce aux enquêtes Lifi (Liaisons financières), on peut retrouver l'ensemble des établissements d'un groupe passé aux 35 heures.

### Les changements d'horaires renseignés dans les DADS

Enfin, on peut prendre en compte les horaires déclarés dans les DADS pour identifier les entreprises passées à 35 heures. On déclare qu'une entreprise a réduit son temps de travail si entre 1997 à 2000 elle a réduit sa durée hebdomadaire de travail (y compris heures supplémentaires) de 8 % et si, en 2000, ses salariés travaillent, en moyenne, moins de 37 heures.

### Identifier une entreprise plutôt qu'un établissement

Le passage aux 35 heures se fait juridiquement au niveau de l'établissement, mais les performances économiques se mesurent au niveau de l'entreprise. Pour évaluer l'effet des lois Aubry sur ces performances, il faut définir des entreprises passées à 35 heures. Le passage de l'établissement à l'entreprise se fait souvent sans difficulté, car les négociations ont fréquemment eu lieu au niveau de l'entreprise, et l'ensemble des établissements d'une entreprise sont passés au même moment dans le même cadre. Lorsque ce n'est pas le cas, on considère qu'une entreprise a réduit son temps de travail si plus de 50 % de ses salariés sont passés aux 35 heures.

La structure par type d'accord des entreprises appartenant au champ de l'étude ne diffère pas considérablement de celle constatée dans le cas des entreprises de plus de 20 salariés (cf. tableau *infra*).

### Accès aux données

La plupart des données utilisées dans cette étude sont d'une façon ou d'une autre, accessibles aux chercheurs souhaitant effectuer une analyse du même ordre.

Les fichiers décrivant les accords passés par les entreprises peuvent être obtenus en demandant l'autorisation auprès du ministère du Travail.

Les informations de bilan des entreprises peuvent être obtenues à partir des enquêtes annuelles d'entreprises. L'accès à ces données est possible après passage devant le Comité du secret (1).

1. Le dossier peut être retiré auprès de la division Environnement juridique de la statistique de l'Insee, qui assure le secrétariat du comité du Secret.

Les seules informations exploitées exclusivement à l'Insee et pour lesquelles l'accès est restreint sont les DADS (Déclarations Annuelles de Données Sociales). Celles-ci sont utilisées pour l'estimation des aides contrafactuelles Aubry II et pour le calcul des variations de coût relatives à la hausse du Smic.

Les graphiques ci-contre illustrent le passage progressif de la plupart des entreprises à 35 heures entre juin 1998 et décembre 2001. Le champ de l'étude est décrit précisément en note du tableau ci-dessous.

### Répartition des entreprises de plus de 20 salariés et dans champ de l'étude en fonction de l'accord de réduction du temps de travail fin 2000

Type d'accord		Entreprises de plus de 20 salariés				Champ de l'étude			
		En nombre d'entreprises	%	En nombre de salariés	%	En nombre d'entreprises	%	En nombre de salariés	%
Robien	Passées à 35 heures avant juillet 1998 Reçoivent les aides Robien	1 689	2,14	599 333	6,65				
Aubry I aidées offensif	Passées entre juillet 1998 et décembre 1999 Réduction effective du temps de travail de 10 % Obligation de création d'emplois Aides incitatives	13 503	17,07	1 876 295	20,82	11 594	20,93	1 620 836	28,01
Aubry I non aidées	Passées entre juillet 1998 et décembre 1999 Redéfinition éventuelle du temps de travail Pas d'aides, ni d'obligations	2 691	3,4	919 537	10,2	2 347	4,24	847 317	14,64
Aubry II	Passées depuis janvier 2000 Redéfinition éventuelle du temps de travail Aides structurelles	10 167	12,85	1 440 635	15,98	8 907	16,08	1 206 372	20,85
Aubry II + aides incitatives	Entreprises constituées à partir d'établissements de moins de 50 salariés ou dont les effectifs ont fortement diminué depuis 1997	352	0,44	9695	0,11				
Aides structurelles	Entreprises passées à 35 heures sans que l'on soit capable d'identifier le cadre de réduction du temps de travail.	6 589	8,33	649 974	7,21	5 699	10,29	570 748	9,86
Inéligibles	Entreprises inéligibles aux aides	2 022	2,56	328 443	3,64				
Aubry I aidées défensif	Passées entre juillet 1998 et décembre 1999 Réduction effective du temps de travail de 10 % Obligation de préserver des emplois Aides incitatives	767	0,97	119 851	1,33				
Non RTT	Pas encore passées aux 35 heures fin 2000	41 330	52,24	3 068 783	34,05	26 846	48,46	1 540 630	26,63

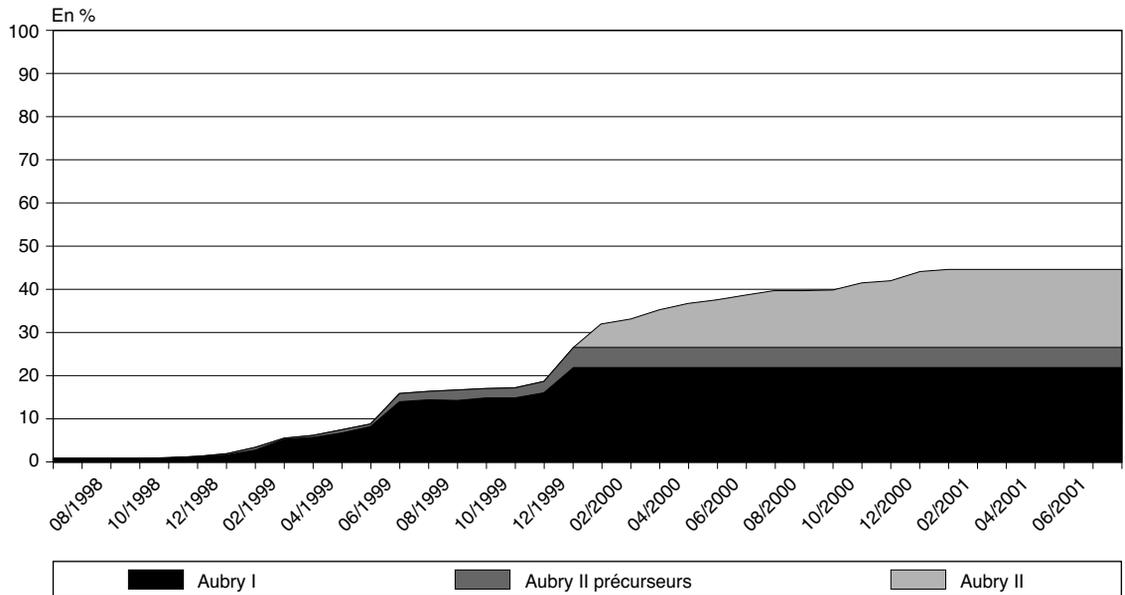
*Lecture : fin 2000, 1 689 entreprises avaient réduit leur temps de travail dans le cadre de la loi Robien. Ces entreprises correspondent à 2,14 % des entreprises de plus de 20 salariés. Ces entreprises employaient en 1997 600 000 salariés, correspondant à 6,7 % des employés du champ des entreprises de plus de 20 salariés. Parmi les entreprises sélectionnées pour l'étude, 11 594 ont signé un accord Aubry I offensif, elles correspondent à 20,9 % de l'ensemble des entreprises du champ. En nombre de salariés, elles en employaient 1,6 millions en 1997, soit 28 % du champ considéré.*

*Champ : entreprises de plus de 20 salariés, dans le secteur marchand (hors secteurs financier et immobilier), actives en 1997 et 2000 (dont la production, la valeur ajoutée, les effectifs et le capital productif sont positifs les deux années). Ne sont également incluses dans ce champ que les entreprises dont les principales variables d'intérêt (évolution du log de la valeur ajoutée, des immobilisations productives, des effectifs, du coût, de la PGF) ont un écart absolu à leur valeur médiane inférieur à cinq fois l'écart interquartile (contrôle de valeurs extrêmes).*

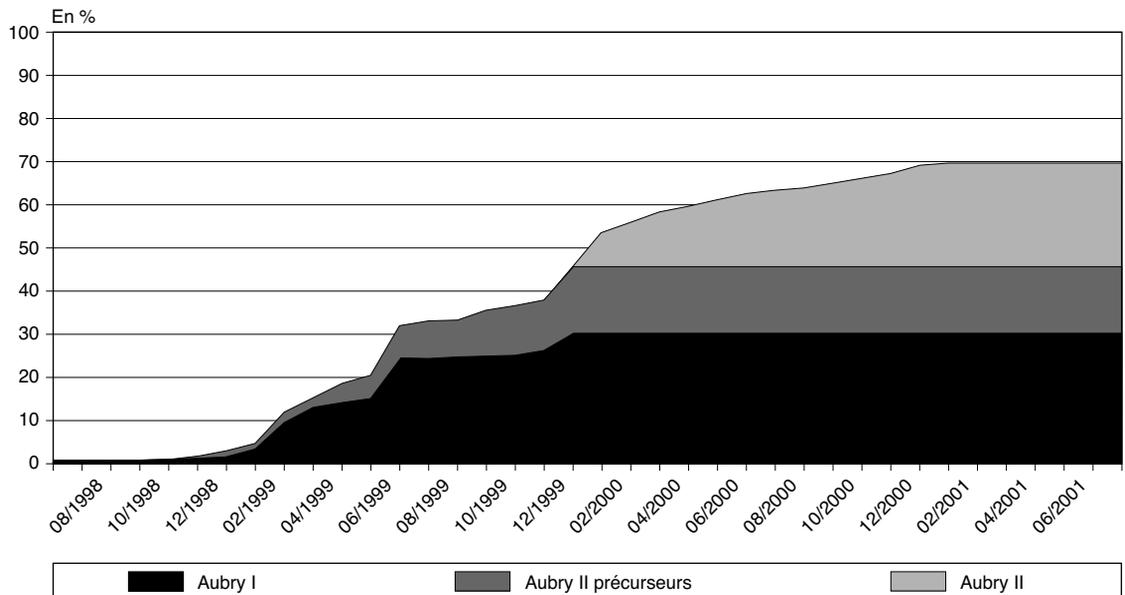
*Source : DADS 1997, BRN 1997 et 2000, fichiers de l'Urssaf, Insee.*

**Mise en place de la réduction du temps de travail dans les entreprises du champ retenu  
Part des entreprises ayant signé un accord de réduction du temps de travail**

**A - Par rapport au nombre total d'entreprises**



**B - Par rapport au nombre total de salariés**



Lecture : en décembre 2001, sur les 48 572 entreprises identifiées comme ayant signé un accord de réduction du temps de travail ou toujours à 39 heures à cette date, seules 45 % étaient passées à 35 heures, 22 % dans le cadre Aubry I aidé, 5 % dans le cadre Aubry II précurseur et 18 % dans le cadre Aubry II. Pondérées par leur effectif en 1997, ces poids sont très différents. En décembre 2001, les entreprises du champ de l'étude toujours à 39 heures ne représentent plus que 30 % des salariés de ces entreprises, contre 31 % pour les entreprises Aubry I aidées, 16 % pour les entreprises Aubry II précurseurs et 23 % pour les entreprises Aubry II.  
Champ : entreprises de plus de 20 salariés, dans le secteur marchand (hors secteurs financier et immobilier), actives en 1997 et 2000 (dont la production, la valeur ajoutée, les effectifs et le capital productif sont positifs les deux années). Ne sont également incluses dans ce champ que les entreprises dont les principales variables d'intérêt (évolution du log de la valeur ajoutée, des immobilisations productives, des effectifs, du coût, de la PGF) ont un écart absolu à leur valeur médiane inférieure à cinq fois l'écart interquartile (contrôle de valeurs extrêmes).  
Source : BRN 1997, 2000 et fichiers de l'Urssaf.

## CONSTRUCTION DES VARIABLES INSTRUMENTALES ET DE CONTRÔLE

### Les aides contrefactuelles Aubry II

Les aides Aubry II sont des aides pour une part forfaitaire et pour une part fonction dégressive de la rémunération mensuelle du salarié (1). Connaissant la rémunération de tous les salariés de l'entreprise, on peut donc calculer de manière certaine les aides que l'entreprise pourrait recevoir si elle réduisait son temps de travail. Ces rémunérations sont connues en 1997 grâce aux DADS. Il est donc possible de calculer la valeur moyenne par salarié des aides que l'entreprise toucherait si elle passait à 35 heures et en faisant l'hypothèse qu'elle ne modifie pas trop sa structure salariale en même temps qu'elle réduit son temps de travail.

Ce montant moyen des aides par salarié varie d'une entreprise à une autre selon l'importance des salariés rémunérés moins de 1,8 Smic mais son effet peut être identifié indépendamment de la part des salariés rémunérés en dessous de 1,8 Smic.

### Reconstruire les évolutions de coût salarial à partir du seul Smic

On construit deux variables retraçant l'évolution du coût salarial de l'entreprise due à l'augmentation du Smic, pour la première variable lorsque l'entreprise passe à 35 heures, pour la deuxième variable lorsqu'elle reste à 39 heures.

Les Smic appliqués aux entreprises sont en effet différents selon qu'elles ont réduit leur temps de travail ou non et selon la date à laquelle elles sont passées à 35 heures. Connaissant le nombre de salariés au Smic en 1997, on peut reconstruire pour chaque entreprise l'évolution de son coût du travail liée aux évolutions des Smic entre 1997 et 2000, lorsqu'elle réduit son temps de travail avant juin 1999 ou lorsqu'elle reste à 39 heures. En dehors d'une évolution différente du coût pour les salariés au Smic, ce calcul prend en compte d'éventuels effets de diffusion. Le renchérissement du Smic mensuel s'accompagne probablement également d'une augmentation des salaires proches du Smic (on suppose qu'il y a des effets de diffusion jusqu'à 1,5 Smic (2)). Enfin, l'évolution du coût salarial des entreprises passées à 35 heures est supposée affectée par les allègements de charges qu'elle reçoit.

L'algorithme de reconstruction du coût salarial à partir du Smic observé (programme SAS) est disponible sur demande auprès des auteurs. Son principe est le suivant : à partir du salaire d'un employé de l'entreprise, on reconstruit son évolution en fonction du choc postulé

sur le Smic. Pour les entreprises restées à 39 heures, on considère que ce choc correspond à l'évolution nominale du Smic sur la période 1997-2000. Si le salaire considéré est proche du Smic, son évolution va refléter celle du Smic. Si le salaire est supérieur à 1,5 Smic, son évolution est nulle. À partir de cette évolution brute, on reconstruit le coût salarial en appliquant les taux de cotisation légaux correspondant à l'année considérée et en tenant compte des abaissements, ristournes Juppé pour les entreprises restées à 39 heures, Aides Aubry I et II pour les entreprises passées à 35 heures. On a ainsi reconstruit, pour chaque salarié de l'entreprise, un coût individuel contrefactuel dépendant de l'évolution du Smic, de l'évolution des taux de cotisations patronales, des abaissements et de la propre position de son salaire initial par rapport au Smic de 1997. La variation de coût introduite dans la régression d'emploi est alors la moyenne de la différence entre le coût reconstruit et le coût observé en 1997.

### La part des entreprises Robien

La proportion d'entreprises passées à 35 heures dans le secteur fin d'activité est introduite comme une variable instrumentale supplémentaire. Celle-ci reflète l'incitation qu'à l'entreprise à passer, elle aussi, à 35 heures, dans la mesure où un certain nombre d'entreprises appartenant au même secteur (concurrents éventuels) ont déjà réduit leur temps de travail.

### Le taux d'endettement

Le taux d'endettement (endettement/capital productif) est introduit sous la forme d'une indicatrice indiquant s'il est en 1997 plus grand que 50 %.

1. Les aides Aubry II (les aides pérennes forfaitaires + les allègements de charges) se calculent pour un salarié en fonction de sa rémunération mensuelle, comme suit :

- pour une rémunération mensuelle entre 6 881,68 F et 11 899,57 F :  $[(41\,500\text{ F} \times 6\,881,68\text{ F}) / \text{rémunération mensuelle}] - 20\,000\text{ F}$ .

- pour une rémunération mensuelle supérieure à 11 899,57 : 4 000 F.

2. On suppose que les salaires supérieurs au Smic et inférieurs à 1,5 Smic augmentent en même temps que le Smic mais d'autant moins qu'ils sont éloignés du Smic. Plus exactement, une augmentation de  $x\%$  du Smic se traduit pour un salarié rémunéré à un salaire,  $w$ , inférieur à 1,5 Smic par une croissance de

$$\left( 1 + \left( \frac{w}{\text{Smic}} - 1 \right)^2 - \frac{13}{4} \left( \frac{w}{\text{Smic}} - 1 \right) \right) x.$$

## MISE EN ŒUVRE DE L'ÉVALUATION DANS LE CAS DE SÉLECTION SUR INOBSERVABLES

Dans le cadre des méthodes d'évaluation des politiques publiques à partir de données microéconomiques, deux paramètres sont particulièrement étudiés : l'effet du traitement sur les traités (1) (ETT) et l'effet du traitement sur les non traités (ETNT). On donne dans ce qui suit le formalisme adopté pour ces deux effets, la manière de les estimer quand des caractéristiques inobservables expliquent le choix pour une entreprise de « se soumettre au traitement », et enfin, les tests effectués pour montrer l'existence des trois biais susceptibles de fausser l'estimation de l'effet de la politique économique.

### L'effet du traitement sur les traités et sur les non-traités

On appelle  $Y_{0i}$  la situation que connaît l'entreprise  $i$  si elle n'est pas traitée, c'est-à-dire si  $T_i = 0$  (si elle est restée à 39 heures). On appelle  $Y_{1i}$  la situation que connaît la même entreprise  $i$  si elle est traitée, c'est-à-dire si  $T_i = 1$  (si elle a signé un accord Aubry I aidées). L'effet de la politique de réduction du temps de travail pour l'entreprise  $i$  sur une variable  $Y$  est l'écart entre ces deux situations  $Y_{1i} - Y_{0i}$ . Il est impossible de le calculer directement puisque on ne peut pas observer conjointement pour une même entreprise la situation qu'elle aurait connue si elle avait été traitée et celle qu'elle aurait connue si elle n'avait pas été traitée.

Pour évaluer l'effet d'une politique économique, deux paramètres d'intérêt peuvent être utilisés. L'un mesure quel a été l'effet moyen de la réduction du temps de travail sur les entreprises effectivement passées à 35 heures : c'est l'effet du traitement sur les traités que l'on note  $ETT = E(Y_{1i} - Y_{0i} / T_i = 1)$ . L'autre permet de savoir ce que serait l'effet de cette politique si elle était appliquée à l'ensemble de la population (aux entreprises effectivement passées à 35 heures aussi bien qu'à celles restées à 39 heures) : c'est l'effet moyen du traitement,  $EMT = E(Y_{1i} - Y_{0i})$ , plus difficile à mesurer puisque c'est un effet extrapolé. On a en effet besoin pour mesurer cet effet de connaître l'effet de la politique économique sur les entreprises qui ont décidé de ne pas être traitées, l'effet du traitement sur les non-traités  $ETNT = E(Y_{1i} - Y_{0i} / T_i = 0)$ .

Pour estimer ces paramètres, on reconstruit la situation contrefactuelle de l'entreprise, celle qui n'est pas observée (c'est-à-dire  $Y_{0i}$  pour les entreprises non traitées,  $Y_{1i}$  pour les entreprises traitées), à partir de la situation observée pour les entreprises de l'autre groupe. Mais pour cela, il faut prendre en compte le fait qu'en moyenne les groupes des entreprises traitées et non traitées peuvent être différents : à cet effet, on considère l'évolution avant et après traitement de la variable  $Y$  et on prend en compte un certain nombre de caractéristiques  $X$ . Ces caractéristiques peuvent être insuffisantes pour mesurer sans biais les différents effets. On utilise alors des méthodes qui corrigent de la sélection sur inobservables.

Elles permettent d'estimer les effets du traitement quand des caractéristiques inobservables expliquent le choix pour une entreprise de « se soumettre au traitement », c'est-à-dire d'entrer dans le dispositif de RTT.

### Modéliser la décision de réduire son temps de travail

Dans un premier temps, on modélise la décision des entreprises de signer un accord Aubry I aidées plutôt que d'être resté à 39 heures fin 2000 par un *probit* bino- mial. On explique le choix de l'entreprise de réduire son temps de travail dans un cadre Aubry I aidé à l'aide de variables  $Z$  (les variables explicatives  $X$ , plus les variables instrumentales ou variables d'exclusion) qui permettent de mesurer l'intérêt qu'a l'entreprise à réduire son temps de travail. Cet intérêt est mesuré par la variable latente  $T^*$ . On observe que l'entreprise a choisi le traitement  $T = 1$ , c'est-à-dire a réduit son temps de travail dans le cadre Aubry I, pourvu que  $T^*$  respecte les conditions suivantes :

$$T = 0 \Leftrightarrow T^* = Z\gamma + v \leq C_{39}$$

$$T = 1 \Leftrightarrow T^* > C_{39}$$

$C_{39}$  est une constante qui détermine le palier au-delà duquel la réduction du temps de travail devient avantageuse pour l'entreprise.

### Modéliser les équations d'emploi et de productivité globale des facteurs

On estime ensuite une équation d'emploi ou de PGF pour chaque groupe d'entreprises traitées ( $T = 1$ ) ou non traitées ( $T = 0$ ). On explique leurs évolutions par les variables  $X$  et par un aléa  $u$ .

$$\text{Si } T = 1, \text{ on observe } \Delta Y_1 = a_1 + Xb_1 + u_1 \quad (1)$$

$$\text{Si } T = 0, \text{ on observe } \Delta Y_0 = a_0 + Xb_0 + u_0 \quad (2)$$

Pour estimer correctement les paramètres  $a$ ,  $b$ , on doit prendre en compte la corrélation entre les résidus  $u$  et  $v$ , c'est-à-dire entre les évolutions d'emploi ou de PGF et les décisions de réduire son temps de travail. Pour cela, on spécifie la loi jointe des résidus  $u_1$ ,  $u_0$ ,  $v$  en choisissant par exemple une loi normale où  $\rho_k$  mesure la corrélation entre le résidu  $v$  et le résidu  $u_k$  et  $\sigma_k$  l'écart-type du résidu  $u_k$ .

### Méthode d'Heckman et maximum de vraisemblance

Ce modèle peut alors être estimé de deux façons : par la méthode d'Heckman en deux étapes ou par maximum de vraisemblance.

La méthode d'Heckman en deux étapes repose sur l'écriture suivante de l'espérance de l'évolution de la variable d'intérêt conditionnelle au traitement :

$$E(\Delta Y_1 / X, T = 1) = a_1 + b_1 \bar{X}_1 + \rho_1 \sigma_1 E(v / X, T = 1)$$

1. Dans l'évaluation des politiques économiques, on utilise les termes traités et traitement par analogie avec le domaine médical où l'on cherche à évaluer l'efficacité d'un médicament ou d'un traitement.

L'introduction de l'inverse du ratio de Mills,  $E(v | X, T = 1) = \frac{\phi(Z\gamma - C_{39})}{\Phi(Z\gamma - C_{39})}$ , comme variable explicative dans l'équation  $\Delta Y_1$ , supprime le biais de sélection sur inobservables.  $\phi$  mesure la densité de la loi normale et  $\Phi$  la fonction de répartition de la loi normale.

De la même manière pour estimer correctement les paramètres  $a_0$  et  $b_0$ , on introduit l'inverse du ratio de Mills,  $E(v | X, T = 0) = \frac{-\phi(Z\gamma - C_{39})}{1 - \Phi(Z\gamma - C_{39})}$  dans l'équation d'emploi ou de PGF estimée pour les entreprises restées à 39 heures.

L'estimation par le maximum de vraisemblance requiert l'écriture explicite de la log-vraisemblance. Selon que l'entreprise est passée ou non à 35 heures, elle s'écrit de la façon suivante. Si l'entreprise choisit le traitement  $T = 1$ , alors sa contribution à la log-vraisemblance est

$$\ln L(T = 1, \Delta Y_1, X, Z) = -\ln \sigma_1 + \ln \left[ 1 - \Phi \left( \frac{C_{39} - Z\gamma - \rho_1 \frac{\Delta Y_1 - a_1 - Xb_1}{\sigma_1}}{\sqrt{1 - \rho_1^2}} \right) \right] + \ln \phi \left( \frac{\Delta Y_1 - a_1 - Xb_1}{\sigma_1} \right)$$

Si elle choisit le traitement  $T = 0$ , sa contribution s'écrit :

$$\ln L(T = 0, \Delta Y_0, X, Z) = -\ln \sigma_0 + \ln \Phi \left( \frac{C_{39} - Z\gamma - \rho_0 \frac{\Delta Y_0 - a_0 - Xb_0}{\sigma_0}}{\sqrt{1 - \rho_0^2}} \right) + \ln \phi \left( \frac{\Delta Y_0 - a_0 - Xb_0}{\sigma_0} \right)$$

Si bien que la log-vraisemblance totale s'écrit :

$$\ln L = \sum_{T_i=1} \ln L(T_i = 1, \Delta Y_{1i}, X_i, Z_i) + \sum_{T_i=0} \ln L(T_i = 0, \Delta Y_{0i}, X_i, Z_i)$$

Celle-ci est programmée et maximisée à l'aide de la PROC IML de Sas (les programmes sont disponibles sur demande auprès des auteurs).

Ces méthodes se différencient par la robustesse et la précision de leurs résultats : l'estimation par la méthode d'Heckman est robuste à la spécification de la loi mais peu précise, l'estimation par maximum de vraisemblance est moins robuste mais plus précise. Les résultats présentés dans le tableau 4 montrent une certaine divergence des estimations entre les deux méthodes, notamment pour le paramètre  $\rho_1$ . La méthode d'Heckman a été mise en oeuvre dans un premier temps. Les résultats étant imprécis et la valeur du paramètre d'intérêt élevée, on a eu recours à l'estimation par le maximum de vraisemblance. Les résultats aboutissent à une meilleure précision mais une valeur du paramètre d'intérêt nettement plus élevée. Deux raisons peuvent expliquer cette différence. D'un côté la méthode d'Heckman repose moins sur l'hypothèse de normalité que le maximum de vraisemblance qui est une méthode complètement paramétrique. Ainsi, la remise en cause de cette hypothèse affecte plus les estimations effectuées avec la seconde méthode. D'un autre côté, si la méthode d'Heckman est adaptée pour les paramètres du premier ordre (effet direct de telle ou telle variable), elle est moins performante pour les paramètres du second ordre (corrélations et variance), ce qu'est le paramètre d'intérêt. Au final, il faut considérer ces deux résultats comme indices

de l'existence du biais d'hétérogénéité du traitement et non comme preuves absolues.

### Calcul de l'effet du traitement sur les traités et sur les non-traités

L'effet du traitement sur les traités que l'on note  $ETT = E(\Delta Y_1 - \Delta Y_0 | T = 1, X, Z)$  peut alors être estimé par :

$$\begin{aligned} ETT &= E(a_1 - a_0 + X(b_1 - b_0) + u_1 - u_0 | T = 1, X, Z) \\ &= E(a_1 - a_0 + X(b_1 - b_0) + (\rho_1 \sigma_1 - \rho_0 \sigma_0) \frac{\phi(Z\gamma - C_{39})}{\Phi(Z\gamma - C_{39})} | T = 1) \\ &= E(Y_1 | T = 1) - E(a_0 + Xb_0 + \rho_0 \sigma_0 \frac{\phi(Z\gamma - C_{39})}{\Phi(Z\gamma - C_{39})} | T = 1) \end{aligned}$$

Seule l'estimation de l'équation (2) sur les entreprises restées à 39 heures est nécessaire pour mesurer correctement ETT. En revanche, pour mesurer l'effet du traitement sur les non-traités, l'estimation doit être faite sur les entreprises passées à 35 heures (équation 1) et restées à 39 heures (équation 2) et les deux coefficients  $\rho_1 \sigma_1$ ,  $\rho_0 \sigma_0$  doivent être correctement estimés.

L'effet du traitement Aubry I pour les entreprises encore à 39 heures  $ETNT = E(\Delta Y_1 - \Delta Y_0 | X, Z)$  est mesuré par :

$$\begin{aligned} ETNT &= E(a_1 - a_0 + X(b_1 - b_0) + u_1 - u_0 | T = 0, X, Z) \\ &= E(a_1 + Xb_1 + \rho_1 \sigma_1 \frac{\phi(Z\gamma - C_{39})}{\Phi(Z\gamma - C_{39})} | T = 0) - E(Y_0 | T = 0) \end{aligned}$$

### Test de la présence des trois biais

Un estimateur naïf et intuitif des effets d'une politique économique est la comparaison de la situation moyenne, en termes d'emploi ou de PGF, des entreprises qui sont effectivement passées à 35 heures et de celles qui sont restées à 39 heures. Trois biais peuvent affecter cet estimateur naïf. À l'aide de la méthode présentée ci-dessus, on peut tester l'existence de ces trois biais.

### Hétérogénéité des caractéristiques des entreprises

Si les caractéristiques des entreprises passées à 35 heures et de celles restées à 39 heures sont hétérogènes, il est probable que, même sans réduction du temps de travail, les entreprises signataires d'accords Aubry I aidées n'auraient pas connu les mêmes évolutions d'emploi et de productivité globale des facteurs que celles observées pour les entreprises restées à 39 heures.

Il peut y avoir hétérogénéité des caractéristiques des entreprises passées ou non à 35 heures pour deux raisons. Premièrement, en moyenne, les caractéristiques observables des entreprises passées à 35 heures sont différentes de celles restées à 39 heures ( $\bar{X}_0 \neq \bar{X}_1$ ). Deuxièmement, en moyenne, les caractéristiques inobservables sont différentes selon que l'entreprise est passée ou non à 35 heures ( $E(u_{0i} | T = 1) \neq E(u_{0i} | T = 0)$ ).

Si  $\rho_0 \sigma_0$  n'est pas nul, alors les entreprises passées à 35 heures n'auraient pas connu, à cause de caractéristiques inobservables, les mêmes évolutions de PGF ou

d'emploi que les entreprises restées à 39 heures s'il n'y avait pas eu de politique de réduction du temps de travail : il y a hétérogénéité des caractéristiques inobservables des entreprises et la prise en compte de la sélection sur inobservables est nécessaire pour mesurer correctement l'effet du traitement sur les traités.

Si  $\rho_0\sigma_0$  est nul, au contraire, les méthodes par appariement ou par Moindres Carrés Ordinaires suffisent pour estimer l'effet du traitement sur les traités.

### Hétérogénéité de l'effet du traitement

L'effet du traitement est hétérogène si les entreprises restées à 39 heures en réduisant leur temps de travail ne connaissent pas un effet du traitement similaire à celui observé pour les entreprises qui sont déjà passées à 35 heures.

Il peut y avoir hétérogénéité de l'effet du traitement pour deux raisons. D'une part, les rendements des caractéristiques observables sont différents selon que l'entreprise est passée ou non à 35 heures ( $b_1 \neq b_0$ ). D'autre part, les rendements des variables inobservables sont eux aussi différents entre les deux populations ( $(\rho_1\sigma_1 - \rho_0\sigma_0) \neq 0$ ). Si l'existence d'aucune de ces hétérogénéités n'est avérée, alors l'effet du traitement sur les traités est égal à l'effet moyen du traitement.

### Effets de bouclage du Smic

Les effets de bouclage dus aux lois Aubry sont probablement multiples. Le seul que l'on cherche à mettre en évidence est le suivant : une part de l'augmentation du Smic horaire entre 1997 et 2000 est imputable à la mon-

tée en charge des dispositifs Aubry. Ce Smic horaire n'était appliqué qu'aux entreprises restées à 39 heures et a pu affecter leurs évolutions d'emploi.

On connaît pour chaque entreprise l'effet de la hausse du Smic sur son coût salarial (on peut le recalculer à partir de la structure de sa masse salariale en 1997). Par ailleurs, cet effet est hétérogène entre les entreprises (cela dépend de leur recours à des salariés payés au Smic ou à un salaire proche du Smic). On peut essayer de mesurer l'effet ( $c$ ) de cette hausse du coût ( $\Delta\text{cout}$ ) sur l'emploi :

$$\Delta Y_0 = a_0 + Xb_0 + c\Delta\text{cout}_0 + u_0$$

Si  $c$  est significativement différent de zéro, les effets de bouclage liés au Smic affectent les évaluations de l'effet des lois Aubry sur l'emploi puisque les évolutions d'emploi des entreprises restées à 39 heures sont sous-estimées par rapport à ce qu'aurait été leur situation sans loi Aubry. Pour pouvoir corriger ces évaluations, il faudrait savoir quelle part de l'évolution du coût du Smic (et donc de l'emploi) est imputable aux effets de bouclage.

Si on connaissait cette évolution  $\Delta\text{cout}_0^{\text{sansRTT}}$ , on pourrait alors reconstruire la situation en termes d'évolution de l'emploi pour les entreprises restées à 39 heures, si aucune politique de réduction du temps de travail n'avait eu lieu :  $E(\Delta Y_{0i} / T_i = 0) = E(\Delta Y - c\Delta\text{cout}_0 + c\Delta\text{cout}_0^{\text{sansRTT}} / T_i = 0)$ . Ce nouveau contrefactuel permettrait alors d'estimer l'effet de la RTT sur les entreprises passées à 35 heures.

On ne connaît pas cette évolution mais une évolution nulle donne un minorant des effets de la réduction du temps de travail sur l'emploi des entreprises passées à 35 heures.

## RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS SUR LA PGF ET L'EMPLOI

Tableau A  
Équation de PGF (méthode d'Heckman et méthode du maximum de vraisemblance)

## A1 - Entreprises restées à 39 heures

		Méthode d'Heckman en deux étapes		Maximum de vraisemblance	
		Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Inverse du ratio de Mills		- 0,021	(0,030)		
	Constante	0,125	(0,110)	0,114	(0,058)
Secteur d'activité	Industries agro- alimentaires	- 0,079	(0,015)	- 0,083	(0,014)
	Biens de consommation	- 0,055	(0,015)	- 0,059	(0,014)
	Industrie automobile	- 0,007	(0,022)	- 0,009	(0,022)
	Biens d'équipement	- 0,044	(0,010)	- 0,045	(0,009)
	Biens intermédiaires	- 0,032	(0,010)	- 0,033	(0,009)
	Énergie	0,027	(0,082)	0,017	(0,044)
	Construction	0,008	(0,011)	0,005	(0,010)
	Commerce	- 0,028	(0,010)	- 0,030	(0,009)
	Transport	- 0,039	(0,011)	- 0,038	(0,010)
	Services aux entreprises	- 0,033	(0,012)	- 0,036	(0,011)
	Services aux particuliers	Réf.		Réf.	
Taille de l'entreprise	De 20 à 49 salariés	- 0,014	(0,026)	- 0,007	(0,026)
	De 50 à 99 salariés	- 0,015	(0,025)	- 0,009	(0,024)
	De 100 à 249 salariés	- 0,028	(0,025)	- 0,022	(0,024)
	De 250 à 499 salariés	- 0,017	(0,026)	- 0,014	(0,026)
	Plus de 500 salariés	Réf.		Réf.	
Structure par âge et qualification	Part des salariés âgés de 24 ans et moins	0,034	(0,153)	0,021	(0,079)
	Part des salariés âgés de 25 à 34 ans	- 0,279	(0,114)	- 0,280	(0,052)
	Part des salariés âgés de 35 à 49 ans	- 0,319	(0,136)	- 0,321	(0,075)
	Part des salariés âgés de plus de 50 ans	Réf.		Réf.	
	Part des salariés non qualifiés	- 0,135	(0,056)	- 0,135	(0,028)
	Part des salariés qualifiés	- 0,162	(0,062)	- 0,162	(0,035)
	Part des salariés très qualifiés	Réf.		Réf.	
	Part des hommes	0,040	(0,054)	0,042	(0,031)
Part des femmes	Réf.		Réf.		
Part des salaires dans la valeur ajoutée		- 0,049	(0,128)	- 0,044	(0,062)
Structure par âge et qualification croisée avec la part des salaires dans la valeur ajoutée	Part des salariés âgés de 24 ans et moins	0,128	(0,191)	0,132	(0,088)
	Part des salariés âgés de 25 à 34 ans	0,426	(0,139)	0,420	(0,063)
	Part des salariés âgés de 35 à 49 ans	0,424	(0,164)	0,418	(0,090)
	Part des salariés âgés de plus de 50 ans	Réf.		Réf.	
	Part des salariés non qualifiés	0,153	(0,070)	0,152	(0,034)
	Part des salariés qualifiés	0,171	(0,076)	0,170	(0,041)
	Part des salariés très qualifiés	Réf.		Réf.	
	Part des hommes	- 0,036	(0,067)	- 0,036	(0,037)
	Part des femmes	Réf.		Réf.	
	$\rho_0$	0,085	(0,122)	0,031	(0,117)
	$\sigma_0$	0,249	(0,176)	0,250	(0,013)

## A2 - Entreprises Aubry I aidées

		Méthode d'Heckman en deux étapes		Maximum de vraisemblance	
		Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Inverse du ratio de Mills		- 0,064	(0,032)		
	Constante	- 0,047	(0,167)	- 0,136	(0,109)
Secteur d'activité	Industries agro- alimentaires	- 0,051	(0,021)	- 0,013	(0,017)
	Biens de consommation	- 0,047	(0,020)	- 0,003	(0,017)
	Industrie automobile	- 0,015	(0,032)	0,005	(0,036)
	Biens d'équipement	- 0,049	(0,017)	- 0,042	(0,020)
	Biens intermédiaires	- 0,021	(0,016)	- 0,005	(0,015)
	Énergie	0,026	(0,065)	0,102	(0,033)
	Construction	0,015	(0,017)	0,038	(0,019)
	Commerce	- 0,004	(0,016)	0,023	(0,015)
	Transport	- 0,065	(0,018)	- 0,076	(0,024)
	Services aux entreprises	- 0,018	(0,018)	0,015	(0,016)
	Services aux particuliers	Réf.		Réf.	
	Taille de l'entreprise	De 20 à 49 salariés	- 0,043	(0,024)	- 0,096
De 50 à 99 salariés		- 0,043	(0,022)	- 0,082	(0,025)
De 100 à 249 salariés		- 0,041	(0,020)	- 0,071	(0,024)
De 250 à 499 salariés		- 0,041	(0,021)	- 0,055	(0,026)
Plus de 500 salariés		Réf.		Réf.	
Structure par âge et qualification	Part des salariés âgés de 24 ans et moins	0,302	(0,196)	0,411	(0,152)
	Part des salariés âgés de 25 à 34 ans	- 0,286	(0,168)	- 0,279	(0,104)
	Part des salariés âgés de 35 à 49 ans	- 0,280	(0,214)	- 0,269	(0,140)
	Part des salariés âgés de plus de 50 ans	Réf.		Réf.	
	Part des salariés non qualifiés	- 0,090	(0,077)	- 0,079	(0,050)
	Part des salariés qualifiés	- 0,044	(0,099)	- 0,036	(0,059)
	Part des salariés très qualifiés	Réf.		Réf.	
	Part des hommes	- 0,037	(0,078)	- 0,054	(0,034)
	Part des femmes	Réf.		Réf.	
Part des salaires dans la valeur ajoutée		0,035	(0,206)	- 0,027	(0,118)
Structure par âge et qualification interagie avec la part des salaires dans la valeur ajoutée	Part des salariés âgés de 24 ans et moins	- 0,227	(0,241)	- 0,251	(0,164)
	Part des salariés âgés de 25 à 34 ans	0,458	(0,208)	0,525	(0,144)
	Part des salariés âgés de 35 à 49 ans	0,425	(0,263)	0,505	(0,186)
	Part des salariés âgés de plus de 50 ans				
	Part des salariés non qualifiés	0,093	(0,096)	0,102	(0,060)
	Part des salariés qualifiés	0,019	(0,122)	0,028	(0,067)
	Part des salariés très qualifiés	Réf.		Réf.	
	Part des hommes	0,021	(0,099)	0,017	(0,003)
	Part des femmes	Réf.		Réf.	
	$\rho_1$	0,268	(0,151)	0,566	(0,027)
	$\sigma_1$	0,238	(0,042)	0,277	(0,054)

Lecture : résultats obtenus à l'aide des méthodes présentées dans l'annexe 3. Les écarts-types sont entre parenthèses. Pour la méthode d'Heckman, le coefficient de l'inverse du ratio de Mills est directement estimé par les MCO.  $\rho$  et  $\sigma$  sont alors estimés à partir de ce coefficient et des résidus de l'équation. Pour l'estimation par le maximum de vraisemblance, ces coefficients sont directement estimés. Champ : 22 991 entreprises restées à 39 heures fin 2000 et 10 211 entreprises Aubry I aidées. Source : DADS 1997, BRN 1997 et 2000, fichiers de l'Urssaf, Insee.

Tableau B  
Équation d'emploi (méthode d'Heckman et méthode du maximum de vraisemblance)

Entreprises restées à 39 heures

		Méthode d'Heckman en deux étapes		Maximum de vraisemblance	
		Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Inverse du ratio de Mills		- 0,002	(0,037)		
	Constante	- 0,156	(0,100)	- 0,158	(0,082)
Secteur d'activité	Industries agro- alimentaires	- 0,018	(0,016)	- 0,018	(0,017)
	Biens de consommation	- 0,004	(0,017)	- 0,004	(0,017)
	Industrie automobile	0,078	(0,020)	0,078	(0,031)
	Biens d'équipement	0,033	(0,011)	0,033	(0,012)
	Biens intermédiaires	0,028	(0,010)	0,028	(0,011)
	Énergie	- 0,124	(0,064)	- 0,126	(0,070)
	Construction	0,060	(0,012)	0,060	(0,012)
	Commerce	0,013	(0,011)	0,013	(0,012)
	Transport	0,098	(0,012)	0,098	(0,011)
	Services aux entreprises	0,051	(0,015)	0,051	(0,014)
		<i>Services aux particuliers</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Taille de l'entreprise	De 20 à 49 salariés	- 0,030	(0,030)	- 0,028	(0,033)
	De 50 à 99 salariés	- 0,011	(0,028)	- 0,009	(0,030)
	De 100 à 249 salariés	- 0,017	(0,028)	- 0,016	(0,029)
	De 250 à 499 salariés	- 0,012	(0,028)	- 0,011	(0,031)
		<i>Plus de 500 salariés</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Structure par âge et qualification	Part des salariés âgés de 24 ans et moins	0,330	(0,132)	0,328	(0,113)
	Part des salariés âgés de 25 à 34 ans	0,471	(0,093)	0,471	(0,078)
	Part des salariés âgés de 35 à 49 ans	0,354	(0,124)	0,354	(0,102)
		<i>Part des salariés âgés de plus de 50 ans</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
	Part des salariés non qualifiés	0,038	(0,055)	0,038	(0,037)
	Part des salariés qualifiés	0,083	(0,068)	0,083	(0,040)
		<i>Part des salariés très qualifiés</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
	Part des hommes	- 0,008	(0,054)	- 0,008	(0,039)
		<i>Part des femmes</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
Part des salaires dans la valeur ajoutée		- 0,076	(0,114)	- 0,075	(0,087)
Structure par âge et qualification interagie avec la part des salaires dans la valeur ajoutée	Part des salariés âgés de 24 ans et moins	0,094	(0,164)	0,095	(0,127)
	Part des salariés âgés de 25 à 34 ans	- 0,093	(0,115)	- 0,094	(0,093)
	Part des salariés âgés de 35 à 49 ans	- 0,139	(0,153)	- 0,141	(0,122)
	Part des salariés âgés de plus de 50 ans				
	Part des salariés non qualifiés	- 0,146	(0,072)	- 0,146	(0,043)
	Part des salariés qualifiés	- 0,165	(0,085)	- 0,165	(0,046)
		<i>Part des salariés très qualifiés</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>
	Part des hommes	0,065	(0,069)	0,065	(0,045)
	<i>Part des femmes</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Effet de la variation du coût salarial induit par la hausse du Smic (à effectif inchangé)		- 1,509	(0,252)	- 1,516	(0,230)
$\rho_0$		0,006	(0,132)	- 0,004	(0,138)
$\sigma_0$		0,280	(0,167)	0,280	(0,010)

Lecture : résultats obtenus à l'aide des méthodes présentées dans l'annexe C. Les écart-types sont entre parenthèses. Pour la méthode d'Heckman, le coefficient de l'inverse du ratio de Mills est directement estimé par les MCO.  $\rho$  et  $\sigma$  sont alors estimés à partir de ce coefficient et des résidus de l'équation. Pour l'estimation par le maximum de vraisemblance, ces coefficients sont directement estimés.

Champ : 22 991 entreprises restées à 39 heures fin 2000 et 10 211 entreprises Aubry I aidées.

Source : DADS 1997, BRN 1997 et 2000, fichiers de l'Urssaf, Insee.

# Aides incitatives et déterminants des embauches des établissements passés aux 35 heures

**Matthieu Bunel\***

---

Parmi les établissements passés aux 35 heures fin 2000, deux catégories peuvent être identifiées : les établissements ayant signé une convention « Robien » ou « Aubry 1 » et ayant bénéficié des aides incitatives et ceux passés aux 35 heures sans obtenir ces aides mais ayant bénéficié des allègements prévus par le dispositif « Aubry 2 ». L'analyse proposée vise à identifier les déterminants des créations d'emplois de ces deux catégories d'établissements ayant mis en œuvre la réduction du temps de travail (RTT), en s'appuyant sur des données détaillées issues de l'enquête *Passages* réalisée en 2001 par la Dares et l'institut BVA.

L'impact de l'ampleur de la variation du temps de travail, celui de l'évolution du coût du travail et celui des gains de productivité sont successivement étudiés. L'évaluation *ex post* souligne que ces variables, utilisées dans les modèles macroéconomiques prospectifs pour expliquer l'efficacité de la RTT sur l'emploi, influencent significativement l'ampleur des créations d'emplois de l'ensemble des établissements passés aux 35 heures. Toutefois, leur impact est plus fort sur les établissements ayant obtenu des aides incitatives.

D'après l'enquête *Passages*, les effectifs des établissements ayant bénéficié des aides incitatives ont augmenté de plus de 10 % contre 4 % pour les autres. Afin d'expliquer cet écart, on le décompose en trois parties : celle liée aux modalités observées de mise en œuvre de la RTT, celle liée aux caractéristiques non observées des établissements et celle provenant de l'effet de sélection des établissements les plus dynamiques.

Près de la moitié de la différence moyenne de créations d'emplois entre les établissements ayant obtenu des aides incitatives et les autres s'explique par des disparités de mise en œuvre de la RTT, notamment l'ampleur de la variation du temps de travail, l'évolution du coût du travail et les gains de productivité. Ainsi, la sélection des établissements les plus dynamiques n'est pas le seul élément expliquant les écarts de créations d'emplois observés.

---

\* Matthieu Bunel appartient à l'université de Savoie et au laboratoire Irega.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

L'auteur remercie Stéphane Jugnot et Frédéric Lerais pour leurs commentaires et leurs remarques ainsi que trois relecteurs de la revue. La mise à disposition des données et le travail économétrique ont été réalisés à la Dares au sein de la Mission Analyse Économique. Une première version de cet article a bénéficié des conseils de Bernard Fortin, de Vladimir Passeron et d'Alain Gubian. Les éventuelles omissions ou erreurs restent de la responsabilité de l'auteur.

Le processus de réduction du temps de travail (RTT), engagé depuis 1996 dans l'économie française, vise à inciter les entreprises à réduire le temps de travail effectif de leurs salariés et à stimuler les embauches. À la fin du premier trimestre 2000, plus de 60 % des salariés à temps complet travaillent moins de 36 heures hebdomadaires (Passeron, 2002). Toutefois, la diffusion des 35 heures n'a été ni continue ni homogène. Cette diversité est liée à l'enchaînement de mesures publiques visant à inciter les établissements à réduire leur temps de travail et aux stratégies des établissements pour mettre en œuvre la RTT.

Après l'ordonnance du 16 janvier 1982 fixant la durée légale à 39 heures et avant les échéances fixées par la loi du 13 juin 1998 abaissant à 35 heures cette durée à compter du 19 janvier 2000, des incitations financières ont été proposées aux entreprises afin qu'elles réduisent leur temps de travail. Dès 1996, dans le cadre de la loi « Robien », le gouvernement a décidé d'orienter l'évolution du temps de travail pour qu'il devienne un vecteur de création d'emplois. Ce dispositif incitatif a été reconduit par le dispositif « Aubry 1 » de la loi du 13 juin 1998.

La loi du 13 juin 1998 fixant la durée légale du travail à 35 heures définissait un nouveau régime du temps de travail précisé par la loi du 19 janvier 2000, dite loi « Aubry 2 », sur la base des accords signés depuis 1998. Pour aider les entreprises à réaliser le passage aux 35 heures dans de bonnes conditions, un calendrier spécifique d'application a été proposé aux entreprises de 20 salariés et moins et des aides pérennes ont été offertes à toutes celles qui sont passées aux 35 heures en respectant plusieurs conditions (1). Pour les entreprises qui ont décidé de ne pas baisser leur durée effective, un système d'incitation négative a été mis en place du fait du nouveau régime pour les heures supplémentaires.

Ainsi, parmi les établissements passés aux 35 heures fin 2000, deux populations peuvent être identifiées : celles ayant signé une convention « Robien » ou « Aubry 1 » et ayant bénéficié des aides incitatives et celles passées aux 35 heures sans bénéficier de ces aides (2).

Or, l'évolution des effectifs et les engagements en termes d'emplois de ces deux populations sont très différents. Plusieurs évaluations *ex post* ont été réalisées pour apprécier l'impact de la RTT sur le niveau d'emploi de ces différentes catégories d'établissements (3). Bien que le processus de diffusion des 35 heures soit en

cours, les travaux réalisés, à partir de l'enquête sur l'Activité et les Conditions d'Emploi de la Main-d'Œuvre (enquête *Acemo*) (Passeron, 2002), ceux issus des fichiers des conventions « Robien » et « Aubry » (Doisneau, 2000), ceux concernant les remontées administratives issues des fiches Urssaf et ceux de l'enquête *Modalités de Passage à 35 heures en 2000* (Pham, 2002), identifient un effet brut du passage aux 35 heures sur l'emploi de plus de 8 % pour les établissements « Robien » et « Aubry 1 » contre 5 % pour ceux de type « Aubry 2 » (Pham, 2002 ; Passeron, 2002) (4).

Ces créations d'emplois sont, en général, attribuées à la baisse du temps de travail et aux allègements de cotisations sociales dont ont bénéficié les établissements ayant mis en œuvre les 35 heures (Cahuc, 2001). Plus généralement, l'effet des dispositifs de RTT sur l'emploi repose sur la conjugaison de plusieurs éléments tels que l'ampleur de la baisse effective du temps de travail et des aides publiques, mais également l'importance des gains de productivité, de la compensation et de la modération salariale et des réorganisations. L'impact théorique de ces éléments est largement identifié par les modèles macroéconomiques (Cahuc et Granier, 1997 ; Heyer et Timbeau, 2000 ; Commissariat général du Plan (2001).

### Aides incitatives et modalités de mise en œuvre de la RTT

Cet article propose d'évaluer l'impact de ces différents déterminants sur les créations d'emplois réalisées par les deux catégories d'établissements passés aux 35 heures : ceux ayant bénéficié des aides incitatives et les

1. Le législateur conditionne le versement des aides à l'existence d'un accord majoritaire et/ou d'un référendum et au respect de la garantie mensuelle de salaire pour les salariés dont la rémunération est proche du Smic.

2. Cette seconde catégorie d'établissements n'ayant pas bénéficié des aides incitatives a, dans une très large majorité (80 % à 90 %), bénéficié des aides prévues par la seconde loi Aubry du 19 janvier 2000.

3. Les principales informations concernant les accords collectifs déposés par les entreprises dans les directions départementales du travail, de l'emploi et de la formation professionnelle (DDTEFP) sont extraites et rassemblées pour former la base nationale Destin et les bases des conventions « Robien » et « Aubry 1 ». 8 700 établissements s'inscrivent dans le dispositif « Robien », 138 700 établissements dans le cadre « Aubry 1 » et 84 100 établissements dans le cadre « Aubry 2 » (Pham, 2002).

4. Une fois pris en compte la dynamique antérieure, la taille et le secteur propres, Passeron (2002) identifie un effet net sur l'emploi pour les établissements « Aubry 1 » de l'ordre de 6 % à 7,5 %. Pour les établissements « Aubry 2 », une estimation, bien que plus fragile, de Bunel et al. (2002) identifie un effet net de l'ordre de 3 % à 4 %.

autres. Il s'agit de spécifier les déterminants des créations d'emplois pour ces deux types d'établissements ayant mis en œuvre la réduction du temps de travail. L'analyse repose sur des données détaillées issues de l'enquête sur les Projets, Attitudes, Stratégies et Accord liés à la Généralisation des 35 heures (enquête *Passages*), réalisée entre la fin 2000 et début 2001 par la Dares et l'institut BVA auprès d'établissements représentatifs de l'économie française (Bunel, 2002 ; Bunel, Coutrot et Zilberman, 2002).

Les deux populations d'établissements étudiées diffèrent par l'obtention d'aides incitatives mais également par la date de mise en œuvre des 35 heures et par les modalités d'application. Pour obtenir les aides incitatives, les établissements passés aux 35 heures devaient réduire le temps de travail effectif de leurs salariés d'au moins 10 %, s'engager à créer de 6 % à 10 % d'emplois en plus et mettre en place ce changement avant janvier 2000 (5).

L'effet de l'obtention d'aides sur le volume des embauches réalisées ne peut être détecté directement dans le cadre d'un modèle causal standard (Rubin, 1974 ; Heckman, Lalonde et Smith, 2000). Ce type de modélisation s'applique dans le cas d'expériences contrôlées où un groupe bénéficiaire d'une politique et un groupe témoin qui n'en a pas bénéficié sont observés simultanément. Lorsque le hasard détermine l'appartenance à chaque groupe, leurs caractéristiques sont comparables et il est possible d'isoler l'effet du traitement.

Dans le cas des dispositifs incitatifs de réduction du temps de travail, les établissements de type « Robien » et « Aubry 1 » ayant bénéficié d'allègements de charges spécifiques n'ont pas été tirés au hasard puisque la situation des établissements à l'égard de la RTT résulte d'une démarche volontaire. Il n'est donc pas possible d'utiliser directement cette technique.

Par ailleurs, l'écart de créations d'emplois peut également refléter des différences entre générations d'établissements sur les modalités de passage aux 35 heures, notamment au niveau de l'ampleur de la variation du temps de travail, de l'évolution du coût du travail et de la variation des gains de productivité. Ainsi, les différences observées entre les créations d'emplois réalisées par les établissements ayant bénéficié des aides incitatives et les autres peuvent refléter des logiques de réduction du temps de travail plus riches en emplois.

Pour traiter les différences de créations d'emplois, une technique alternative au modèle causal standard est proposée. La méthodologie retenue consiste à évaluer les déterminants affectant le nombre de créations d'emplois pour les deux générations d'établissements passés aux 35 heures, celle ayant bénéficié des aides incitatives et les autres, en fonction de la décision de participer aux dispositifs incitatifs « Robien » ou « Aubry 1 ». Étant donné que ces aides sont liées aux engagements en termes d'emplois et à l'ampleur de la baisse effective du temps de travail, un modèle de sélection endogène est utilisé (Nelson, 1977 ; Maddala, 1983).

Dans ce type de modélisation, les déterminants des créations d'emplois, l'ampleur de la réduction du temps de travail, l'évolution du coût du travail et les gains de productivité sont supposés endogènes au fait d'obtenir ou non les aides incitatives et les créations d'emplois sont conditionnelles à l'obtention des aides. Cette méthodologie permet ainsi d'évaluer l'impact des modalités de mise en œuvre de la RTT sur l'emploi pour deux populations d'établissements passés aux 35 heures. Pour comparer l'écart moyen de créations d'emplois des établissements ayant bénéficié des aides incitatives et les autres, la décomposition d'Oaxaca est utilisée. Cette technique permet d'identifier un écart moyen ajusté tenant compte des modalités d'application de la RTT observées.

Les résultats obtenus montrent que les établissements « Robien offensif » et « Aubry 1 offensif » ont créé davantage d'emplois que les établissements « Aubry 2 précurseurs » et « Aubry 2 ». L'écart moyen entre ces deux populations est de plus de 5,7 points. Or, la moitié de cet écart s'explique par les modalités de mises en œuvre de la RTT, et notamment par des différences sur l'ampleur de la baisse effective du temps de travail sur l'évolution de la charge de travail des salariés et de la productivité.

### **Différentes générations d'établissements à 35 heures**

Parmi les établissements ayant mis en œuvre les 35 heures fin 2000, il existe une forte hétérogénéité.

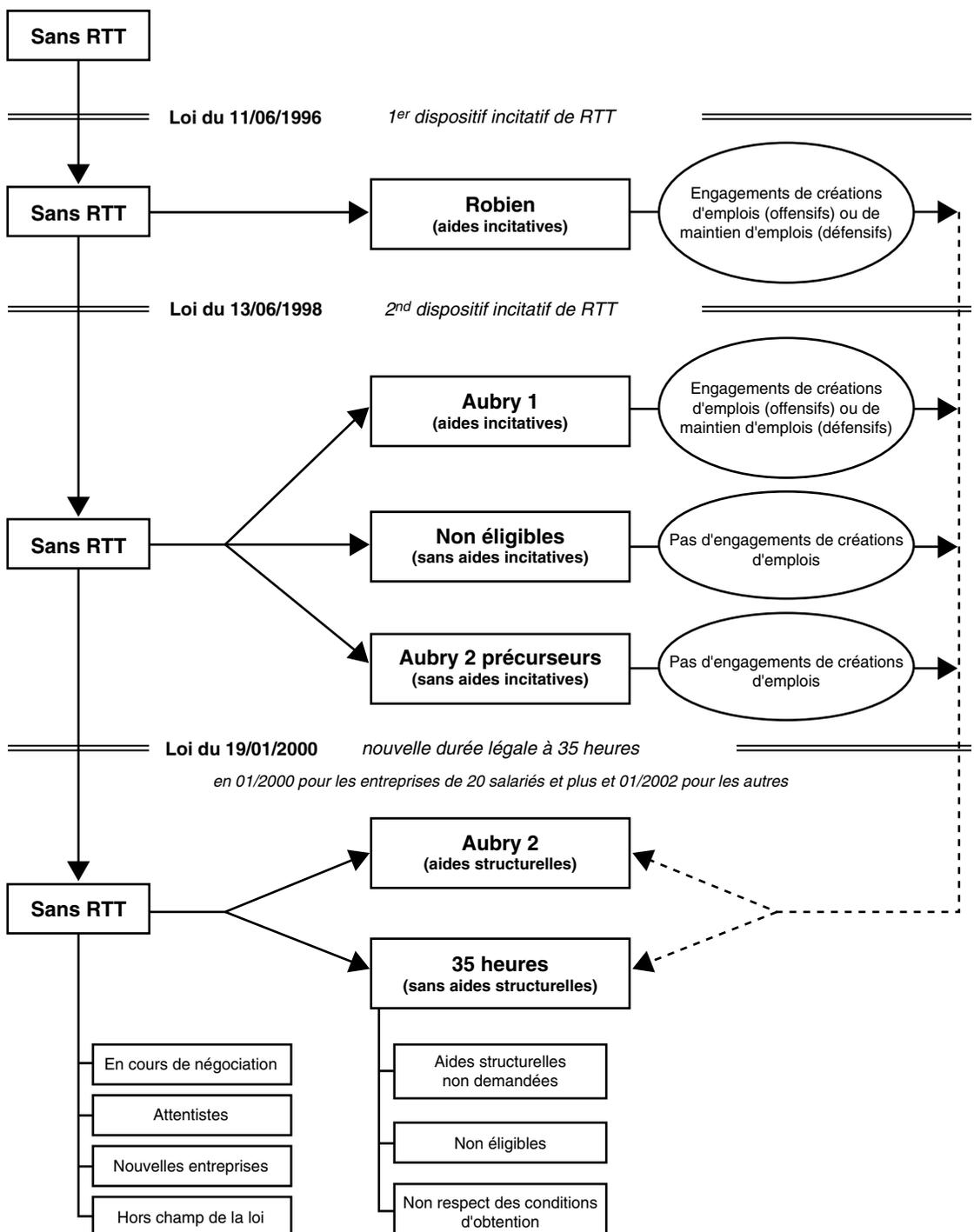
---

5. Cette date limite est spécifique aux établissements de 20 salariés et plus. Pour les autres, la date est fixée à ce jour à 2004 et ils peuvent bénéficier d'aides dans le cadre d'une baisse par étape du temps de travail.

Selon les stratégies adoptées à l'égard des différents dispositifs législatifs incitatifs de RTT (loi « Robien » et loi « Aubry 1 ») et à l'égard de la nouvelle durée légale (loi du 13 juin 1998 et loi du 19 janvier 2000), plusieurs générations d'établissements peuvent être identifiées (celles-ci sont présentées dans le schéma).

Avant la mise en application de la nouvelle durée légale du travail à 35 heures, le 19 janvier 2000, pour les entreprises de 20 salariés et plus, deux types d'incitations financières ont été proposés aux entreprises pour qu'elles réduisent leur temps de travail de manière volontaire. Ces dispositifs incitatifs « Robien » et « Aubry 1 » comprennent deux volets différents : l'un offensif

Schéma  
Les différentes générations d'établissements à 35 heures



visé à créer de nouveaux emplois, l'autre défensif est destiné à éviter les licenciements. Les établissements qui se sont engagés dans ces dispositifs – qualifiés par la suite établissements « Robien » et « Aubry 1 » – ont dû pour pouvoir bénéficier d'allègements de cotisations sociales, réduire d'au moins 10 % le temps de travail effectif de leurs salariés et sauvegarder ou créer des emplois à hauteur de 10 % pour les premiers et 6 % pour les seconds.

La loi du 13 juin 1998 définit le dispositif incitatif « Aubry 1 » et fixe à 35 heures la durée légale du travail en janvier 2000 pour les établissements de 20 salariés et plus. De nombreux établissements ont souhaité anticiper ce changement législatif sans pour autant s'inscrire dans un dispositif incitatif de type « Robien » ou « Aubry 1 ». Ils regroupent deux catégories d'établissements : ceux « non éligibles » aux aides et ceux qualifiés de « Aubry 2 précurseurs ». Les premiers correspondent à des grandes entreprises nationales exclues de manière explicite par le législateur des lois incitatives (6). Ces établissements sont passés à 35 heures sans obtenir d'aides de l'État et sans obligation d'embauches. Les seconds ont anticipé la nouvelle durée légale du travail mais n'ont pas voulu s'inscrire dans un dispositif incitatif de RTT contraignant en termes de créations d'emplois et d'ampleur de la baisse effective du temps de travail. Une part importante de ces établissements, constituée de grands groupes, a mis en œuvre les 35 heures afin d'influencer les modalités d'application de la seconde loi « Aubry » (Commissariat général du Plan, 2001).

Ainsi, avant la mise en application de la nouvelle durée légale du travail, quatre catégories d'établissements passés à 35 heures peuvent être identifiées : les établissements « Robien », les « Aubry 1 », les « non éligibles » et les « Aubry 2 précurseurs ».

La loi du 19 janvier 2000, dite « loi Aubry 2 », précise les modalités d'application de la nouvelle durée légale du travail fixée par la loi du 13 juin 1998. Elle définit notamment les modalités d'obtention des aides structurelles proposées pour faciliter le passage à 35 heures. Ces aides correspondent à des allègements uniques et permanents de cotisations sociales dégressifs en fonction du salaire incluant une partie directement liée à la RTT et un complément visant à réduire le coût du facteur travail qui s'inscrit dans le programme d'allègement de charges du plan Juppé (7).

Toutefois, le législateur conditionne l'obtention de ces aides à l'existence d'un accord majoritaire et/ou d'un référendum sur le passage à 35 heures et au respect de la garantie mensuelle de salaire pour les salariés dont la rémunération est proche du Smic. Parmi les établissements passés à 35 heures en 2000, certains établissements, qualifiés de « Aubry 2 », ont bénéficié des aides structurelles et d'autres, qualifié à « 35 heures », n'en ont pas bénéficié.

Enfin, les établissements « sans RTT » en 2000 ont décidé de ne pas baisser le temps de travail effectif de leurs salariés. Il s'agit soit d'établissements qui ne sont pas concernés par la nouvelle durée légale du travail (établissements de moins de 20 salariés ou hors du champ de la loi – cf. encadré 1), soit d'établissements qui préféreraient rester attentistes à l'égard des 35 heures et payer les heures supplémentaires à leurs salariés, soit d'établissements qui sont en cours de négociation.

Ainsi, les établissements ayant mis en œuvre la RTT à la fin 2000 ne sont pas homogènes et ont réalisé ce changement dans des conditions très différentes. Or, il est probable que ces modalités d'application et leurs conséquences sur les coûts et le fonctionnement de l'établissement affectent l'ampleur des créations d'emplois réalisées.

### **L'enquête Passages : une évaluation *a posteriori***

L'objectif est d'analyser les différences de créations d'emplois pour deux grandes catégories d'établissements passés à 35 heures : ceux qui ont bénéficié des aides incitatives (les établissements « Robien » et « Aubry 1 ») et les autres (les établissements « Aubry 2 » et « Aubry 2 précurseurs »). Pour étudier cette question, on utilise les données de 625 établissements issus de l'enquête Projets, Attitudes, Stratégies et Accords liés à la Généralisation des 35 heures (enquête *Passages*) réalisée entre la fin 2000 et le début 2001 par la Dares et l'institut BVA (cf. encadré 1). Ces établissements sont tous

6. Décret n° 2000-83 du 31 janvier 2000 relatif au champ de l'allègement de cotisations sociales prévu par l'article L 241-13-1 du code de la Sécurité sociale.

7. La loi du 27 juillet 1993 instaure une exonération totale ou partielle des cotisations patronales d'allocations familiales pour les salaires jusqu'à 1,2 Smic. La loi du 4 août 1995 instaure une réduction dégressive des cotisations d'assurance maladie, s'étendant entre 1 et 1,2 Smic. En 1996, ces deux dispositifs fusionnent sous la forme d'une réduction dégressive allant jusqu'à 1,33 Smic.

## LES DIFFÉRENTS DISPOSITIFS DE RTT

### La loi « Robien »

La loi du 11 juin 1996 dite loi « Robien » repose sur des allègements de cotisations sociales patronales proportionnels au salaire en vue d'inciter les entreprises à mettre en place une réduction du temps de travail. Ce dispositif comprend deux volets : l'un *offensif* vise à créer de nouveaux emplois, l'autre *défensif* est destiné à éviter les licenciements.

Dans le volet offensif, l'entreprise bénéficie des allègements si elle s'engage à réduire son temps de travail d'au moins 10 % ou d'au moins 15 % et à accroître son effectif dans les mêmes proportions. Ce nouveau niveau d'emploi doit être maintenu pendant une durée minimale de deux ans. Les aides octroyées perdurent pendant sept ans, elles sont de 40 % la première année puis de 30 % les six années suivantes (pour une RTT de 15 %, ces réductions sont respectivement de 50 % et de 40 %). Les aides peuvent être majorées par l'État en fonction de l'ampleur de la RTT. Des aides supplémentaires sont versées par certaines régions (notamment en Rhône-Alpes) en fonction de la qualité des emplois créés (embauches à durée indéterminée, ampleur de la hausse de l'effectif supérieure à 10 % ou à 15 %).

Dans le volet défensif, les entreprises, ayant ouvert une procédure collective de licenciements économiques et s'engageant à maintenir le niveau d'emploi par le biais d'une réduction du temps de travail d'au moins 10 % pendant une durée déterminée fixée par la convention, bénéficient des mêmes allègements de cotisations.

### Les lois « Aubry »

#### La baisse de la durée légale

La loi d'orientation et d'incitation à la réduction du temps de travail du 13 juin 1998 définit le passage aux 35 heures comme un moyen de réduire de manière significative le chômage. La loi du 19 janvier 2000 relative à la réduction négociée du temps de travail confirme ces objectifs et précise les modalités d'application selon la taille des entreprises (plus de 20 salariés/20 salariés et moins), le statut des salariés (temps partiel/temps plein) et la rémunération des salariés (Smic et garantie mensuelle de salaire).

#### Les aides incitatives « Aubry 1 »

L'article 3 de la loi du 13 juin 1998 définit le système d'incitation proposé aux entreprises de plus de 20 salariés qui anticipent l'échéance de la baisse de la durée légale du 1<sup>er</sup> janvier 2000 (1). Le principe de la loi « Aubry 1 » est proche de celui de la loi « Robien ». Il octroie, selon la date d'entrée dans le dispositif, une aide forfaitaire de réduction de cotisations sociales de 9 000 francs à 5 000 francs pour une baisse du temps de travail de 10 % sans modification du mode de

calcul des horaires de travail (pauses ou jours de congés). Dans le cadre offensif de la loi, le versement des aides est conditionnel à des créations d'emplois.

L'effectif de l'entreprise doit augmenter d'au moins 6 %. Les aides sont majorées (Gubian, 2000) si :

- i) la RTT et les créations d'emploi atteignent respectivement 15 % et 9 % ;
- ii) les contrats proposés sont à durée indéterminée et les embauches réalisées sont en faveur d'une population spécifique, les jeunes ou les chômeurs de longue durée ;
- iii) l'entreprise est dite de « main-d'œuvre » (l'entreprise doit être composée de 70 % de salariés ayant un salaire inférieur à 1,5 fois le Smic et dont l'effectif est composé à 60 % d'ouvriers).

Dans le cadre défensif, les allègements de cotisations visent à éviter les mises à pied prévues dans le cadre d'une procédure de licenciement économique. L'entreprise doit maintenir son niveau d'emploi et baisser la durée du travail.

Les entreprises bénéficiant de l'aide des lois « Robien » et « Aubry 1 » peuvent les cumuler avec les allègements prévus par la loi « Aubry 2 ».

#### Les aides structurelles « Aubry 2 »

Afin de faciliter le passage aux 35 heures, la loi du 19 janvier 2000 offre une aide structurelle qui repose sur un allègement unique de cotisations sociales dégressif en fonction du salaire. Cette aide inclut une partie directement liée à la RTT et un complément visant à réduire le coût du facteur travail. Cet allègement représente, en moyenne, 7 000 francs (1 067 €) par salarié et varie de 21 500 francs (3 278 €) pour un salarié au Smic à 4 000 francs (610 €) pour un salarié dont la rémunération est supérieure ou égale à 1,8 Smic. Ces allègements sont cumulables avec les aides des lois « Robien » et « Aubry 1 » et ils sont majorés pour les entreprises dont la durée collective du travail est inférieure à 35 heures. Le législateur conditionne le versement de l'aide à l'existence d'un accord majoritaire et/ou d'un référendum, au respect de la garantie mensuelle de salaire, à la création d'emplois (2) et à l'interdiction du recours structurel aux heures supplémentaires (Bunel, Coutrot et Zilberman, 2002).

1. Pour les entreprises de 20 salariés et moins un système d'aides spécifiques est proposé.

2. Le législateur stipule de faire figurer dans l'accord le nombre d'emplois créés ou sauvegardés pour pouvoir bénéficier des aides. Toutefois, il ne fixe aucun seuil minimum ce qui rend symbolique cette contrainte.

passés aux 35 heures soit dans le cadre des dispositifs incitatifs « Robien » ou « Aubry 1 », soit avant 2000 sans bénéficier des aides incitatives, soit après 2000 dans le cadre du dispositif « Aubry 2 ». Pour ceux qui ont obtenu les aides incitatives, seuls les établissements « Robien » *offensif* et « Aubry 1 » *offensif* ont été retenus.

L'enquête *Passages* a été réalisée spécifiquement pour évaluer *a posteriori* les effets de la réduction du temps de travail sur les attitudes et les stratégies des établissements français de plus de 5 salariés (Commissariat général du Plan, 2001 ; Bunel *et al.*, 2002) et portait initialement sur 977 établissements.

Cette enquête fournit une base de données individuelles permettant d'évaluer les effets des politiques de RTT, non seulement en termes de volume d'emplois créés, mais plus généralement en termes de changements organisationnels, de

processus de négociation et de performance économique. Des informations détaillées sur l'environnement économique, sur les relations sociales, sur les caractéristiques de la main-d'œuvre et sur l'organisation des établissements ont pu être acquises. L'ensemble de ces éléments permet d'éclairer les stratégies des entrepreneurs face aux différentes mesures incitatives de réduction du temps de travail (loi « Robien » et loi « Aubry 1 ») et face à la nouvelle durée légale définie par la seconde loi « Aubry ».

D'un point de vue méthodologique, les établissements sont tirés en imposant une stratification par taille, par secteur d'activité et par localisation géographique et en surreprésentant les établissements de type « Robien », les « Aubry 1 », les « Aubry 2 précurseurs », les « non éligibles » (cf. encadré 2). Cette méthodologie, dite stratification endogène, permet

#### Encadré 2

### MÉTHODOLOGIE DE L'ENQUÊTE PASSAGES

L'enquête *Passages* (1) a été réalisée de décembre 2000 à mars 2001, au moyen d'entretiens en « face-à-face », d'une durée moyenne d'une heure auprès de 977 chefs d'établissements issus d'entreprises de plus de cinq salariés. Les « Très petites entreprises » (TPE) relevant de logiques de gestion de la main-d'œuvre et d'organisation du temps de travail totalement différentes des autres établissements, n'ont pas été interrogées et sont exclues du cadre de cette enquête. En outre, ont été exclus les établissements hors du champ de la loi (2), ainsi que les établissements issus des secteurs de l'agriculture, du secteur public et du secteur socio-éducatif.

La méthodologie retenue pour constituer l'échantillon de l'enquête *Passages* repose sur une double stratification : l'une endogène et l'autre exogène. La stratification endogène (« *choice based sampling* ») est habituellement utilisée lors de l'étude des événements rares (Lerman et Manski, 1977 ; Manski, 1995 ; Ardilly, 1994). Elle vise à surreprésenter dans l'échantillon les établissements peu fréquents dans la population de référence mais dont on souhaite étudier les caractéristiques.

Pour tenir compte de la diversité des situations à l'égard de la RTT, tout en évitant un coût d'enquête démesuré, il n'était pas satisfaisant de tirer de manière purement aléatoire les établissements de l'échantillon. Dans une telle configuration, trop peu d'établissements de types « Robien », « Aubry 1 » et « Aubry 2 précurseurs » auraient été sélectionnés puisqu'ils représentent, pour le champ spécifié, moins de 8 % de l'ensemble des établissements au moment de l'enquête.

L'échantillon obtenu aurait fourni trop peu d'observations sur ces établissements pour réaliser des compa-

raisons entre générations de RTT. De plus, un échantillon purement aléatoire risquait d'être affecté d'un fort biais d'échantillonnage puisque les établissements passés aux 35 heures ont tendance à répondre davantage à un questionnaire sur la mise en œuvre de la RTT que les autres.

La stratification exogène par taille, par secteur d'activité et par localisation géographique permet d'obtenir un échantillon représentatif du tissu économique français. L'échantillon stratifié obtenu vérifie la condition dite d'allocation proportionnelle pour chaque génération de RTT.

Pour les modèles avec stratification exogène, il est facile d'obtenir la fonction de vraisemblance. En revanche, pour ceux avec stratification endogène, l'obtention de la fonction de vraisemblance dépend des informations disponibles sur les probabilités des établissements interrogés d'opter pour tel ou tel dispositif de RTT ( $p(z)$ ) et sur la part des établissements ayant fait ce choix dans la population de référence ( $Q(i)$ ). Lorsque ces deux fréquences sont connues, il est possible de raisonner sur des pseudo-fonctions de vraisemblance (Manski et Mc Fadden, 1981 ; Cosslett, 1981 ; Gouriéroux et Monfort, 1989). Cette démarche vise à pondérer les observations de la fonction de vraisemblance. Pour obtenir les informations sur les  $Q(i)$ , la base Urssaf actualisée en mai 2001 est utilisée. Les  $p(z)$  sont obtenues directement dans l'enquête. Les estimations économétriques proposées dans cet article sont réalisées en utilisant des pseudo-fonctions de vraisemblance.

1. Des informations détaillées sur cette enquête sont disponibles dans le document d'étude de la Dares (Bunel, 2002).

2. Il s'agit des établissements ou professions mentionnés à l'article L. 200-1 du Code du travail ainsi que les établissements artisanaux et coopératifs.

d'obtenir pour chaque génération d'établissements passés à 35 heures des sous-échantillons suffisamment importants et de constituer une base de données représentative du tissu économique français au moment de l'enquête. Étant donné que cet article se limite à analyser les créations d'emplois des établissements passés à 35 heures, plusieurs établissements sont exclus de l'échantillon : ceux qui ont adopté un plan de licenciement et qui s'inscrivent dans des dispositifs défensifs des lois « Robien » et « Aubry 1 », ceux issus d'entreprises publiques et para-publiques ou qui ne sont pas éligibles aux aides (8) et ceux n'ayant pas répondu aux questions sur l'effet de la RTT sur l'emploi sont écartés de l'analyse. L'échantillon final comporte donc 625 établissements.

### **Près de neuf établissements sur dix ayant mis en œuvre la RTT ont embauché**

Plus de 86 % des établissements ayant mis en œuvre la RTT ont réalisé des embauches, qui ont permis d'accroître leur effectif total dans 84,8 % des cas. Les établissements « Robien offensif » et « Aubry 1 offensif » ont créé davantage d'emplois que les établissements « Aubry 2 précurseurs » et « Aubry 2 ».

L'ampleur des créations d'emplois est bien supérieure pour les établissements qui ont réduit leur durée du travail dans le cadre du volet offensif de la loi « Robien » et « Aubry 1 » (9) que dans celui de la seconde loi « Aubry ». L'absence d'une obligation de respecter un seuil d'embauches lors du passage aux 35 heures, les a moins incités à augmenter leur effectif. D'après les déclarations des directions, les effectifs des établissements de type « Aubry 2 précurseurs » et « Aubry 2 » ont augmenté leur effectif en moyenne de 5,3 % et 3,3 % contre respectivement 13,4 % et 9,8 % pour les établissements « Robien offensif » et « Aubry 1 offensif ».

Quatre établissements sur cinq ayant réalisé des embauches liées à la RTT, déclarent que la totalité de ces emplois sont à durée indéterminée. Les emplois créés sont majoritairement à temps plein (87 % des cas) et dans moins d'un cas sur cinq ils sont, en partie ou en totalité, à temps partiel.

L'analyse des types d'embauches réalisées révèle que la structure des emplois créés ne correspond pas à celle de l'effectif initial de

l'établissement. Les embauches ont tendance à renforcer les équipes de production (ouvriers qualifiés et non qualifiés) au détriment du personnel d'encadrement (cadres ou agents de maîtrise) (10).

### **Impact de l'ampleur de la baisse effective du temps de travail et de la productivité**

Les modèles macroéconomiques ont souligné que l'ampleur des créations d'emplois dépend de l'évolution du coût du travail mais également de l'étendue de la baisse effective du temps de travail et de la variation de la productivité (cf. encadré 3). Les tableaux 1 et 2 présentent ces deux relations pour l'échantillon étudié.

La relation entre variation du temps de travail et emploi est clairement identifiée pour les établissements « Robien » et « Aubry 1 » ayant bénéficié des aides incitatives (cf. tableau 1). En revanche, cette relation est beaucoup moins claire pour les établissements « Aubry 2 » n'ayant pas reçu d'aides incitatives. Pour obtenir les aides incitatives, les établissements « Robien » et « Aubry 1 » étaient tenus de faire varier l'emploi et le temps de travail effectif dans les mêmes proportions pour les premiers et dans un rapport de trois à cinq pour les seconds. Les établissements « Aubry 2 précurseurs » et « Aubry 2 » n'avaient pas à respecter cette contrainte. Cette différence explique une relation entre le pourcentage de créations d'emplois et l'ampleur de la variation du temps de travail plus marquée pour les établissements avec aides incitatives que pour ceux n'ayant pas obtenu ces aides.

Selon les modèles macroéconomiques d'inspiration keynésienne, les gains de productivité associés à la mise en œuvre de la RTT ont tendance à réduire l'ampleur des créations d'emplois. Néanmoins, la notion de gains de productivité est souvent mal maîtrisée par les dirigeants et parfois difficile à évaluer (Alis et Fauconnier, 2000). Ceci est d'autant plus probable pour certains chefs d'établissement, comme

8. Cette catégorie composée de grandes entreprises comme EDF, la Poste, GDF et la SNCF relève en effet de logiques d'embauches bien spécifiques.

9. Pour les rares établissements « Robien défensifs » et « Aubry 1 défensifs » n'ayant pas réalisé d'embauches depuis la mise en place de la RTT et présents dans l'échantillon, 44 % d'entre eux déclarent, qu'en absence de RTT, ils auraient réduit leur effectif.

10. La nature forfaitaire ou dégressive des allègements de charges liés au passage aux 35 heures implique qu'un phénomène de substitution entre travail qualifié et non qualifié a pu s'opérer. Toutefois, les données disponibles dans l'enquête Passages ne permettent pas de trancher sur ce point.

ceux de type « Aubry 2 », qui disposent d'un faible recul temporel par rapport à la mise en œuvre de la RTT.

Ainsi, pour estimer l'évolution de la productivité lors du passage aux 35 heures, deux questions ont été croisées. La première porte sur l'évolution de la charge de travail de la catégorie majoritaire de salariés lors de la mise en œuvre de la RTT et la seconde porte sur l'évaluation réalisée par le chef d'établissement sur l'impact de la RTT sur la productivité. Les relations entre la charge de travail et l'emploi et entre la productivité et l'emploi

sont clairement négatives pour l'ensemble des établissements passés aux 35 heures (cf. tableau 2). Les établissements dont la productivité n'a pas augmenté et dont la catégorie majoritaire de salariés n'a pas vu sa charge de travail augmenter ont créé, en moyenne, 7,4 % d'emplois contre 5,0 % pour ceux ayant connu une hausse de la productivité et dont les salariés ont vu la charge de travail augmenter. Toutefois, si l'on retrouve ces deux relations pour les établissements avec aides incitatives, seule la première relation est clairement identifiée pour ceux n'ayant pas bénéficié de ces aides.

Tableau 1  
Les créations d'emplois brutes en fonction de l'ampleur de la RTT et des aides reçues

Réduction du temps de travail	Aides incitatives		Pas d'aides incitatives		Ensemble	
	%	Écart-type	%	Écart-type	%	Écart-type
De moins de 8 %	8,6 (132)	11,0	4,5 (152)	10,2	5,8 (284)	10,9
De 8 %	8,8 (125)	8,1	3,9 (68)	6,1	6,5 (193)	7,8
De plus de 8 %	14,0 (104)	10,6	3,7 (44)	4,9	9,0 (148)	10,2
<b>Ensemble</b>	<b>10,3 (361)</b>	<b>10,0</b>	<b>4,2 (264)</b>	<b>8,6</b>	<b>6,7 (625)</b>	<b>9,9</b>

Lecture : la réduction « de moins de 8 % » correspond à celle de la durée réelle du travail de la catégorie majoritaire de salariés. Dans l'enquête Passages, plus de 50 % des établissements ont réduit le temps de travail, en partie ou en totalité, par l'attribution de jours de repos supplémentaires sur l'année. En outre, l'analyse de l'évolution de la durée réelle du travail doit prendre en compte qu'une partie des établissements a exclu du mode de calcul du temps de travail les pauses ou le temps de formation, ou a décompté au titre de la RTT des jours fériés ou conventionnels qui étaient préalablement accordés en s'appuyant notamment sur une nouvelle définition du temps de travail effectif. Dans l'enquête Passages, près d'un d'établissement sur trois déclare avoir réalisé une telle modification. Des catégories de salariés peuvent également être exclus du processus de réduction du temps de travail (commerciaux, cadres, etc.). Ainsi, bien que les entreprises bénéficiant des aides incitatives étaient tenues de réduire de 10 % la durée effective, la durée réelle du travail de la catégorie majoritaire de salariés peut avoir diminué d'une moindre ampleur.

Les chiffres entre parenthèses et en italique donnent la taille de chaque sous-population.

Source : enquête Passages, Dares.

Tableau 2  
Les créations d'emplois brutes en fonction de la variation de la charge de travail et de la productivité, et des aides reçues

	Aides incitatives		Pas d'aides incitatives		Ensemble	
	%	Écart-type	%	Écart-type	%	Écart-type
↗ Charge de travail	8,1	7,7	3,0	3,2	5,0	6,8
↗ Productivité (Produc1)	(46)		(31)		(77)	
↗ Charge de travail = Productivité (Produc2)	9,1 (47)	10,6	2,5 (38)	5,0	5,4 (85)	9,2
= Charge de travail	8,9	11,7	4,2	6,8	6,6	10,6
↗ Productivité (Produc3)	(76)		(40)		(116)	
= Charge de travail = Productivité (Produc4)	11,5 (192)	9,6	5,0 (155)	10,1	7,4 (347)	10,2
<b>Ensemble</b>	<b>10,3 (361)</b>	<b>10,0</b>	<b>4,2 (264)</b>	<b>8,6</b>	<b>6,7 (625)</b>	<b>9,9</b>

Lecture : ↗ augmentation et = absence d'augmentation. Les chiffres entre parenthèses et en italique donnent la taille de chaque sous-population.

Source : enquête Passages, Dares.

## Effet d'aubaine et effet net sur l'emploi

Les embauches réalisées lors de la mise en œuvre des 35 heures correspondent à un effet brut de la RTT sur l'emploi. Or, une partie de ces embauches aurait été réalisée en absence de baisse du temps de travail. Pour ces établissements, le passage aux 35 heures et la perception des aides publiques s'apparente à un effet d'aubaine. Plusieurs questions de l'enquête *Passages* portent sur l'estimation par le chef d'établissement de « l'effet global » de la RTT sur l'emploi (11). L'effet net de la RTT sur l'emploi est obtenu à partir de ces questions.

Les établissements de type « Robien », « Aubry 1 » et « Aubry 2 précurseurs » ayant réalisé des embauches permettant d'accroître leur effectif total, 16 % déclarent que, sans la réduction du temps de travail, ils auraient procédé en totalité à ces embauches, 59 % en partie seulement et 25 % qu'ils ne les auraient pas effectuées.

11. Ces questions ne sont posées qu'aux établissements passés aux 35 heures avant le 1<sup>er</sup> janvier 2000.

### Encadré 3

#### EFFET EMPLOI DE LA RTT SELON LES MODÈLES MACROÉCONOMIQUES

Depuis les premiers travaux de Charpin et Mairesse (1978) et Oudiz, Raoul et Sterdyniak (1979) sur le sujet, un grand nombre d'études prospectives ont calculé différents scénarios concernant l'effet emploi d'une politique de RTT (cf. Heyer et Timbeau (2000), Laffargue et Saint-Martin (2001) et Commissariat général du Plan (2001) pour une synthèse de ces travaux).

Ces analyses menées *ex ante* pour évaluer l'effet de la baisse de la durée légale du travail sur l'emploi reposent sur cinq éléments :

- l'ampleur de la RTT (l'importance de la baisse, le champ d'application de la loi, l'évolution du temps de travail des salariés à temps partiel, l'impact sur la durée effective du travail et sur la variation des heures supplémentaires) ;
- l'effet de la RTT sur l'organisation de la production (l'influence sur les gains de productivité, la variation de la durée d'utilisation des équipements, le développement de l'annualisation et du travail posté et la mise en place de réorganisations de la production) ;
- l'effet de la RTT sur le coût du travail à court terme (compensation et modération salariale) et à long terme (l'amélioration du marché du travail liée à la RTT a tendance à accentuer les revendications salariales) ;

- l'effet direct et indirect de l'attribution des aides de l'État sur le coût du travail et sur le financement de ces aides (détermination du montant des aides qui assure un équilibre à long terme des comptes publics une fois que la RTT aura généré ses effets en termes d'emplois) ;

- la nature du chômage (de type keynésien ou de type classique) et l'effet de la RTT sur le chômage conjoncturel, d'équilibre et structurel (1).

Selon les hypothèses retenues sur l'ampleur de ces cinq effets, l'efficacité du passage à 35 heures est plus ou moins forte. Par exemple, pour obtenir des créations d'emplois proches des observations, les travaux du Commissariat général du Plan « Réduction du temps de travail : enseignements de l'observation » proposent les valeurs du tableau suivant pour chacun des effets en distinguant les entreprises ayant bénéficié des aides incitatives et les autres.

1. Pisany-Ferry (2000) souligne que la RTT est justifiée lorsqu'il s'agit de réduire la composante conjoncturelle du chômage. Selon cet auteur, la RTT ne peut avoir un effet sur le niveau du chômage structurel.

#### Variations retenues pour différents effets par le Commissariat général du Plan

En %

	« Aubry » avec aides incitatives	« Aubry » sans aides incitatives
Baisse de la durée du travail	- 10,8	- 5,4
Allègements moyens de cotisations sociales en % du coût du travail	+ 4,1	+ 2,2
Gains de productivité induits par la RTT	+ 3,6	+ 1,8
Modération salariale	+ 3,2	+ 1,3
Effet de la RTT sur l'emploi	+ 8,2	+ 3,8

Sources : Dares, Commissariat général du Plan (2001).

L'effet d'aubaine est un peu plus important pour les établissements « Aubry 2 précurseurs » que pour les établissements « Robien et Aubry 1 offensifs ». Ces trois types d'établissements déclarent que sans la réduction du temps de travail ils auraient procédé en totalité à ces embauches pour respectivement 17 %, 11 % et 15 % d'entre eux.

Pour ces établissements, il n'existe pas une relation stricte entre l'effet brut et l'effet net de la RTT sur l'emploi (cf. tableau 3). Des établissements peuvent avoir créé des emplois lors de la mise en œuvre de la RTT sans pour autant déclarer que l'effet net de cette baisse sur leur effectif a été positif ou ne sachant pas évaluer cet effet net (14 % des cas). Inversement, des établissements n'ayant pas accru leur effectif lors de la mise en œuvre de la RTT déclarent que l'effet net de la RTT sur l'emploi est positif (6 % des

cas). Enfin, une part importante d'établissements n'a pas été en mesure d'évaluer cet effet net ou n'a pas souhaité répondre (30 % des cas). Parmi les établissements fournissant une évaluation de l'effet brut et de l'effet net de la RTT sur l'emploi, un écart moyen de plus de trois points est obtenu. Cet écart est plus élevé pour les établissements ayant reçu des aides incitatives, notamment ceux de type « Robien », que pour ceux n'ayant pas reçu ces aides. L'effet net sur l'emploi est en moyenne de 5,7 %. Il est largement supérieur pour les établissements « Robien » et « Aubry 1 » que pour ceux de type « Aubry 2 précurseurs ». Ces effets sont respectivement de 8,8 %, 6,6 % et 3,7 % (cf. tableau 4).

Les travaux menés par la Dares à l'aide de l'enquête *Acemo* et de l'enquête *Modalités de passage aux 35 heures en 2000* et ceux issus des

Tableau 3  
Effet brut et effet net de la RTT sur l'emploi

	Effet net de la RTT sur l'emploi					
	Effet net	%	Nbre étab.	Ampleur de l'effet net (1)		
				%	Écart-type	Nbre étab.
Effet brut positif	Positif	66	281	+ 6,2	4,16	259
	Négatif	6	31	- 4,8	4,47	20
	Ne se prononcent pas	9	48	-		
	<b>Sous-total</b>	<b>81</b>	<b>360</b>	<b>+ 5,8</b>	<b>5,42</b>	<b>279</b>
Effet brut nul	Positif	6	23	-		
	Négatif	1	8	-		
	Ne se prononcent pas	12	39	-		
	<b>Sous-total</b>	<b>19</b>	<b>70</b>	<b>+ 4,3</b>	<b>6,16</b>	<b>23</b>
<b>Total</b>		<b>100</b>	<b>430</b>	<b>+ 5,7</b>	<b>5,52</b>	<b>302</b>

1. Les pourcentages sont calculés uniquement pour les établissements qui se sont exprimés sur l'ampleur de la variation nette de leur effectif.

Source : enquête Passages, Dares.

Tableau 4  
Effet brut et effet net sur l'emploi selon les générations de RTT

	Nombre d'établissements	Effet brut (1)		Effet net	
		%	Écart-type	%	Écart-type
<b>Ensemble avec aides incitatives</b>					
« Robien »	55	15,5	12,2	8,8	5,3
« Aubry 1 »	204	10,6	9,1	6,6	5,6
Ensemble	259	11,0	11,9	6,8	6,8
<b>Sans aide avant 2000</b>					
« Aubry 2 précurseurs »	43	6,2	6,6	3,7	4,5
<b>Ensemble</b>	<b>302</b>	<b>9,2</b>	<b>9,8</b>	<b>5,7</b>	<b>5,5</b>

1. L'effet brut diffère de celui présenté dans le tableau 3 car il ne porte que sur les établissements qui ont évalué l'effet net sur l'emploi.

Source : enquête Passages, Dares.

fichiers des accords recensés par la Délégation générale à l'emploi et à la formation professionnelle (DGEFP) soulignent que l'effet net sur l'emploi pour les établissements « Robien » et « Aubry 1 » est de l'ordre de 7 % à 8 %, tandis que pour les établissements « Aubry 2 précurseurs » et « Aubry 2 » cet effet est de 4,5 % à 3,8 % (Passeron, 2002). Pour calculer cet effet net, ces travaux imputent à l'évolution observée de l'effectif des établissements « Robien » et « Aubry 1 », un effet de sélection provenant du fait que ces établissements devaient, pour bénéficier des aides incitatives, s'engager à créer de 10 % à 6 % d'emplois dans le cadre offensif de ces dispositifs. Ainsi, les établissements qui se sont inscrits dans les dispositifs incitatifs sont ceux dont le dynamisme en termes d'emplois était *a priori* plus élevé.

Les résultats obtenus dans l'enquête *Passages* sont concordants avec ces estimations. L'effet brut et l'effet net de la RTT sur l'emploi sont donc nettement plus élevés pour les établissements ayant bénéficié d'aides incitatives que pour les autres. Cet écart peut provenir d'un biais de sélection des établissements les plus dynamiques. Il peut également refléter des différences entre générations d'établissements sur les modalités de passage aux 35 heures, notamment au niveau de l'ampleur de la variation du temps de travail, de l'évolution du coût du travail et de la variation des gains de productivité. Ainsi, les différences observées entre les créations d'emplois réalisées par les établissements ayant bénéficié des aides incitatives et ceux n'ayant pas obtenu ces aides peut refléter des logiques de réduction du temps de travail plus riches en emplois.

### Une estimation par un modèle de sélection endogène

L'analyse économétrique proposée vise à identifier les déterminants des créations d'emplois en évaluant la part associée au biais de sélection des établissements qui ont décidé de s'engager dans les dispositifs incitatifs de type « Robien » et « Aubry 1 » et celle liée aux caractéristiques de mises en œuvre de la RTT. Il s'agit d'évaluer l'impact des modalités de mise en œuvre de la RTT (variation du temps de travail, modification du mode de calcul du temps de travail effectif, négociation, gains de productivité et évolution du coût du travail) sur les embauches réalisées et celui provenant des caractéristiques non observées et du processus de la sélection des établissements « Robien » et « Aubry 1 »

caractérisés par un dynamisme de l'emploi élevé.

Pour ce faire, un modèle de sélection endogène est proposé, dans un premier temps, pour évaluer l'ampleur des créations d'emplois conditionnelle à l'obtention des aides incitatives. Les effets marginaux sont ensuite calculés afin de pouvoir comparer, pour les deux sous-populations d'établissements, l'impact des variables traditionnellement utilisées, susceptibles d'expliquer les embauches lors de la mise en œuvre des 35 heures. Dans un second temps, pour évaluer l'écart observé entre les créations brutes d'emplois des établissements ayant bénéficié des aides et les autres, la décomposition proposée par Oaxaca (1973) est appliquée. Cette décomposition permet de passer d'un écart non ajusté à un écart ajusté en tenant compte des différences observées concernant la mise en œuvre de la RTT (cf. encadré 4).

L'enquête *Passages* comprend une quinzaine de questions relatives aux embauches réalisées lors de la RTT. L'une d'entre elles permet d'obtenir le nombre de postes créés depuis l'entrée en application de la RTT conditionnel au fait que ces embauches ont permis d'accroître l'effectif total de l'établissement ou de l'entreprise (question Q240). Ainsi, lorsqu'il n'y a pas eu d'embauches réalisées consécutivement à la mise en place de la RTT (question Q238) ou que ces embauches ont servi uniquement à compenser des départs sans hausse de l'effectif (question Q239), les créations d'emplois ont été fixées à zéro. Pour 27 % des établissements, les créations d'emplois brutes sont nulles.

Les variables explicatives des créations d'emplois obtenues après expérimentation sont constituées des caractéristiques propres de l'établissement et des éléments identifiés par les modèles macroéconomiques affectant l'ampleur des créations d'emplois associées à la baisse de la durée légale du travail. L'objectif est d'évaluer l'impact de ces variables sur l'ensemble des établissements ayant mis en œuvre la RTT et d'identifier des différences éventuelles entre les établissements ayant obtenu des aides incitatives et les autres.

Pour obtenir des résultats pertinents, l'estimation doit prendre en compte deux dimensions. Les créations d'emplois réalisées par les établissements ne sont observées que lorsqu'elles sont positives. Ce problème de censure à gauche des données, bien connu des économètres, nécessite d'estimer le modèle à l'aide d'un modèle de type *Tobit* (Amémiya, 1984 ; Greene, 2000).

Encadré 4

MÉTHODOLOGIE D'ESTIMATION

L'analyse empirique proposée dans cet article repose sur un modèle de sélection endogène et sur la décomposition d'Oaxaca.

**Modèle de sélection endogène**

Les créations d'emplois,  $EMP_i$ , sont supposées être fonction d'un ensemble de variables explicatives  $X$  et d'un terme aléatoire  $u$ .

$$y_i^* = \ln(EMP_i) = \beta X_i + u_i \tag{1}$$

La matrice de variables explicatives  $X$  est constituée des caractéristiques propres de l'établissement et des éléments identifiés par les modèles macroéconomiques affectant l'ampleur des créations d'emplois associées à la baisse de la durée légale du travail. L'objectif est d'évaluer l'impact de ces variables sur l'ensemble des établissements ayant mis en œuvre la RTT et d'identifier des différences éventuelles entre les établissements ayant obtenu des aides incitatives (« Robien » et « Aubry 1 ») et les autres (« Aubry 2 précurseurs » et « Aubry 2 »).

Les créations d'emplois observées dans l'enquête, notées  $y_i$ , ne sont connues que lorsque la variable  $y_i^*$  prend une valeur positive. On a :

$$y_i = y_i^* \quad \text{si } y_i^* > 0$$

$$y_i = 0 \quad \text{sinon} \tag{2}$$

Soit  $y_{ij}$  le pourcentage de créations d'emplois de l'établissement  $i$  ayant bénéficié des aides  $j$ , avec  $j = 1$  lorsque l'établissement bénéficie des aides incitatives et  $j = 2$  lorsqu'il ne bénéficie pas de ces aides. L'obtention des aides incitatives est fonction d'un ensemble de variables composant la matrice  $Z_i$  (1).

$$I_i^* = \gamma Z_i + \varepsilon_i \quad \text{avec } \varepsilon_i \sim N(0, 1) \tag{3}$$

On a :

$$I_i = 1 \quad \text{si } I_i^* \geq 0$$

$$I_i = 0 \quad \text{si } I_i^* < 0 \tag{4}$$

On observe l'ampleur des créations d'emplois conditionnelle au fait d'avoir obtenu ou non des aides incitatives. On écrit donc :

$$y_i = \begin{cases} y_{1i} = \beta_1 X_{1i} + u_{1i} & \text{si } I_i = 1 \\ y_{2i} = \beta_2 X_{2i} + u_{2i} & \text{si } I_i = 0 \end{cases} \tag{5}$$

avec

$$y_{ji} = y_{ji}^* \quad \text{si } y_{ji}^* \geq 0$$

$$y_{ji} = 0 \quad \text{sinon avec } j = 1, 2 \tag{6}$$

La fonction de densité associée aux créations d'emplois lorsque l'établissement bénéficie des aides incitatives s'écrit :

$$f(y_{1i} | y_{1i}^* \geq 0, I_i^* \geq 0) = \frac{1}{\text{Prob}(u_{1i} \geq -\beta_1 X_{1i}, \varepsilon_i \geq -\gamma Z_i)} \int_{-\infty}^{\gamma Z_i} f(y_{1i}, \varepsilon) d\varepsilon \tag{7}$$

avec

$$f(y_{1i}, \varepsilon_i) = \frac{1}{2\pi\sigma_{11}\sqrt{1-\rho_1^2}} \exp \left[ \frac{-1}{2(1-\rho_1^2)} \left[ \left( \frac{y_{1i} - \beta_1 X_{1i}}{\sigma_{11}} \right)^2 - 2\rho_1 \left( \frac{y_{1i} - \beta_1 X_{1i}}{\sigma_{11}} \right) \varepsilon + \varepsilon^2 \right] \right] \tag{8}$$

$$\text{et } \rho_1 = \frac{\sigma_{13}}{\sigma_{11}}$$

La fonction de densité associée aux créations d'emplois lorsque l'établissement ne bénéficie pas des aides incitatives,  $f(y_{2i} | y_{2i}^* \geq 0, I_i^* < 0)$ , s'obtient de manière symétrique.



1. Lors de la construction de l'échantillon de l'enquête Passages le nombre d'établissements « Robien », « Aubry 1 » et « Aubry 2 précurseurs » interrogés a été fixé de manière ad hoc (Bunel, 2002). Cette stratification endogène implique que la variable  $I$  n'est pas aléatoire. Pour tenir compte de cette caractéristique, la méthode des pseudo-fonctions de vraisemblance est utilisée.

Encadré 4 (suite)

En supposant que :

$$(u_1, u_2, \varepsilon) \sim N(0, \Sigma) \text{ avec } \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{11}^2 & \sigma_{12} & \sigma_{13} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22}^2 & \sigma_{23} \\ \sigma_{13} & \sigma_{23} & 1 \end{pmatrix}$$

la fonction de vraisemblance s'écrit alors :

$$L = \prod_{\substack{y_{1i} \geq 0 \\ i=1}} \text{Prob}(y_{1i}^* \geq 0, I_i^* \geq 0) f(y_i | y_{1i}^* \geq 0, I_i^* \geq 0) \prod_{\substack{y_{1i} < 0 \\ i=1}} \text{Prob}(y_{1i}^* < 0, I_i^* \geq 0) \prod_{\substack{y_{2i} \geq 0 \\ i=0}} \text{Prob}(y_{2i}^* \geq 0, I_i^* < 0) f(y_i | y_{2i}^* \geq 0, I_i^* < 0) \prod_{\substack{y_{2i} < 0 \\ i=0}} \text{Prob}(y_{2i}^* < 0, I_i^* < 0) \quad [9]$$

Toutefois, comme on n'observe pas simultanément  $y_{1i}$  et  $y_{2i}$  il n'est pas possible d'estimer la covariance,  $\sigma_{12}$ , entre les termes d'erreur  $u_1$  et  $u_2(2)$ . Une telle estimation est donc indéterminée. Pour lever cette indétermination, le choix retenu est d'imposer  $\sigma_{12} = 0$  (Nelson, 1977).

**La décomposition d'Oaxaca**

La décomposition proposée par Oaxaca (1973) permet d'évaluer un écart ajusté tenant compte des différences observées concernant la mise en œuvre de la RTT. Soit  $r$  l'écart entre les créations d'emplois des établissements ayant bénéficié des aides incitatives, notées  $y_1$ , et celles des autres établissements, notées  $y_2$ . Comme ces créations d'emplois sont conditionnelles à l'obtention d'aides incitatives, on a :

$$r = \frac{E(y_1 | I = 1) - E(y_2 | I = 0)}{E(y_2 | I = 0)}$$

Oaxaca (1973) propose de réécrire cette relation sous la forme suivante :

$$\ln(r + 1) = \ln E(y_1 | I = 1) - \ln E(y_2 | I = 0) \quad [10]$$

D'après les équations [1] et [3] on a :

$$\begin{aligned} \ln E(y_1 | I = 1) &= \hat{\beta}_1 E(X_1) + \hat{\lambda}_1 \\ \ln E(y_2 | I = 0) &= \hat{\beta}_2 E(X_2) + \hat{\lambda}_2 \end{aligned} \quad [11]$$

avec

$$\hat{\lambda}_i = \frac{\hat{\sigma}_{ii}}{\Phi_{i2}(\cdot)} \left[ \phi \left( \frac{\hat{\beta}_i X_i}{\hat{\sigma}_{ii}} \right) \Phi(\hat{A}_i) + \hat{\rho}_i \phi(\hat{\gamma} Z_i) \Phi(\hat{B}_i) \right] \text{ pour } i = 1, 2 \quad [12]$$

$\phi$  et  $\Phi$  représentent la fonction de densité et la fonction cumulative de la loi normale,  $\rho_i = \frac{\sigma_{13}}{\sigma_{ii}}$  avec  $i = 1, 2$  les coefficients de corrélation et :

$$A_i = \frac{\hat{\gamma} Z_i - \rho_i \frac{\hat{\beta}_i X_i}{\hat{\sigma}_{ii}}}{\sqrt{1 - \rho_i^2}} \quad B_i = \frac{\frac{\hat{\beta}_i X_i}{\hat{\sigma}_{ii}} - \rho_i \hat{\gamma} Z_i}{\sqrt{1 - \rho_i^2}} \quad \Phi_{i2}(\cdot) = \Phi_2 \left( \frac{\hat{\beta}_i X_i}{\hat{\sigma}_{ii}}, \hat{\gamma} Z_i, \rho_i \right) \quad [13]$$

L'évaluation du différentiel de créations d'emplois s'écrit :

$$\ln(1 + r) = \sum_z \hat{\beta}_{1z} \Delta E(X_z) + \left[ \Delta \hat{\beta}_{0z} + \sum_z E(X_{2z}) \Delta \hat{\beta}_z \right] + \hat{\lambda}_1 - \hat{\lambda}_2 \quad [14]$$

différence expliquée
différence inexpliquée
effet sur les  
liée aux caractéristi-
par les caractéristiques
inobservables  
ques observées
observées

Avec  $z = 1, \dots, k$  et

$$\Delta E(X_z) = E(X_{1z}) - E(X_{2z}) \quad \Delta \hat{\beta}_z = \hat{\beta}_{1z} - \hat{\beta}_{2z} \quad \Delta \hat{\beta}_{0z} = \hat{\beta}_{01z} - \hat{\beta}_{02z}$$

2. Maddala (1983) présente différentes estimations pour lesquelles il est possible de déduire  $\sigma_{12}$  en introduisant un critère supplémentaire concernant les  $y_{ij}$  observés. Dans notre cas, pour pouvoir déduire  $\sigma_{12}$ , il faudrait faire l'hypothèse que les établissements maximisent la taille de leur effectif. En outre, afin de pouvoir comparer les créations d'emplois réalisées dans les établissements avec aides incitatives et celles réalisées sans aides incitatives, on suppose  $X_{1i} = X_{2i} = X_i$ .

En outre, les créations d'emplois sont influencées par le fait que les établissements de type « Robien » et « Aubry 1 » ont bénéficié d'aides incitatives et des aides structurelles tandis que les autres établissements n'ont bénéficié que des aides structurelles. Ces créations d'emplois observées sont donc conditionnelles au fait d'avoir obtenu ou non des aides incitatives. L'estimation se caractérise par un biais de sélection endogène (« *endogenous switching models* ») lié au bénéfice de ces aides.

Les estimations obtenues – par la méthode du maximum de vraisemblance – tiennent compte de la censure à gauche des informations sur les créations d'emplois et endogénéisent le choix des établissements concernant l'obtention des aides incitatives (cf. encadré 4).

### **Probabilité d'obtenir des aides incitatives et taille de l'établissement**

Pour expliquer la probabilité qu'un établissement décide ou non de s'inscrire dans un dispositif incitatif de réduction du temps de travail, deux catégories de variables ont été retenues : i) des informations générales relatives à la structure globale de l'établissement et ii) des informations plus spécifiques sur les éventuels intervenants extérieurs (cabinets de conseil, inspecteurs du travail, autres) ayant participé à l'information ou ayant assisté l'entreprise lors de la négociation sur la réduction du temps de travail.

Les déterminants de l'ampleur des créations d'emplois sont de quatre types : i) des informations sur l'ampleur de la RTT et la modification du mode de calcul du temps de travail, ii) des informations sur l'évolution du coût du travail, iii) des informations sur l'évolution de la productivité et de la charge de travail et iv) des informations sur la présence et l'ancienneté syndicale au sein de l'établissement.

Pour tester la pertinence du modèle, deux tests de Wald sont construits. Le premier vise à tester la nullité de tous les coefficients à l'exception des constantes tandis que le second teste la nullité des coefficients déterminant l'ampleur des créations d'emplois. Ces deux tests conduisent à rejeter l'hypothèse au seuil de 99 %.

Dans les résultats obtenus concernant l'estimation de la matrice de variance covariance  $\Sigma$  et des coefficients de corrélation  $\rho_1$  et  $\rho_2$ , il apparaît qu'avoir bénéficié des aides incitatives ou de ne

pas en avoir bénéficié influence fortement l'ampleur des créations d'emplois de chaque catégorie d'établissements (cf. tableau 5). Ces coefficients sont significatifs (respectivement de -0,131 et +0,991) (12).

Afin d'expliquer la probabilité d'obtenir des aides incitatives, pour les établissements passés à 35 heures en 2001, plusieurs variables sont testées. L'utilisation du nombre de salariés à temps plein présents dans l'établissement pour expliquer cette probabilité se justifie aisément. Les établissements appartenant à des entreprises de moins de 20 salariés bénéficient d'un calendrier et des modalités d'application de la RTT bien spécifiques et, de manière générale, la taille des entreprises détermine en grande partie la stratégie retenue en matière de RTT. Différentes études ont montré que les établissements engagés dans la RTT sont, en moyenne, de plus grande taille. Parmi les établissements à 35 heures, les établissements de type « Aubry 2 précurseurs » sont globalement de grande taille par rapport aux établissements « Robien » et « Aubry 1 » (Commissariat général du plan, 2001).

Les établissements appartenant à des groupes ont adopté une stratégie bien spécifique à l'égard des dispositifs de RTT. Ils ont été plutôt attentistes et, lorsqu'ils ont mis en œuvre les 35 heures, ils l'ont fait soit dans le cadre « Aubry 2 précurseurs » pour influencer les modalités d'application de la loi Aubry 2 (Commissariat général du Plan, 2001), soit dans le cadre « Aubry 2 » pour être en conformité avec la nouvelle législation. Les établissements de type « Aubry 2 » après 2000 sont, de ce fait, relativement plus hétérogènes que les autres catégories d'établissements. Ils comprennent à la fois des établissements de petite et de grande taille.

L'obtention des aides incitatives suppose l'existence d'un processus de négociation ayant permis la signature d'un accord touchant simultanément le temps de travail, les salaires, l'emploi et l'organisation. Un tel processus peut être facilité ou entravé par la présence de délégués syndicaux dans l'entreprise ou dans l'établissement. Le savoir-faire et l'expérience de ces représentants des salariés peuvent permettre de définir des projets d'aménagement du travail et

12. Ces variables et les résultats obtenus sont présentés plus en détail dans le paragraphe suivant. Les références aux questions de l'enquête Passages et la construction des variables sont présentées en annexe.

du temps de travail satisfaisants pour les employés et pour la direction, et ainsi d'aboutir rapidement à un compromis (13).

Les variables taille de l'entreprise et de l'établissement et la présence d'un syndicat n'ont pu être introduites de manière indépendante à cause de la forte corrélation existant entre ces deux dimensions. En France, les syndicats sont davantage concentrés dans les établissements de

grande taille. Pour éviter ce problème de colinéarité, sept variables croisant la taille de

13. La position des cinq confédérations syndicales représentatives au niveau national à l'égard de la RTT est relativement différente (Freyssinet, 1997 ; Commissariat général du Plan, 2001). L'appartenance du délégué syndical à telle ou telle confédération peut ainsi influencer de manière différente la négociation sur la RTT puisque certains refusent davantage l'idée d'un compromis entre équilibre financier et conditions de travail avec leur direction. Mais la taille de l'échantillon et les nombreuses non-réponses ne permettent pas de traiter cette dimension.

Tableau 5  
Déterminants des créations d'emplois

	Établissements avec aides		Établissements sans aides	
	Coefficient	Effet marginal	Coefficient	Effet marginal
Constante	2,067 (0,135***)		- 1,299 (0,374***)	
Secteur industriel ( <i>indus</i> )	- 0,058 (0,047)	- 0,049	0,105 (0,038)	0,101
<i>Hors groupe sans syndicat</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Hors groupe avec syndicat récent (1)	- 0,264 (0,103***)	- 0,223	0,262 (0,079***)	0,251
Hors groupe avec syndicat ancien (2)	- 0,525 (0,102***)	- 0,442	0,010 (0,088)	0,010
Dans groupe sans syndicat	0,157 (0,089**)	0,132	- 0,641 (0,133***)	- 0,615
Dans groupe avec syndicat récent (1)	- 0,057 (0,095)	- 0,048	0,069 (0,068)	0,066
Dans groupe avec syndicat ancien (2)	- 0,336 (0,078***)	- 0,283	- 0,265 (0,064***)	- 0,255
↗ Charge de travail et ↗ productivité ( <i>Produc1</i> )	- 0,342 (0,078***)	- 0,288	- 0,146 (0,055***)	- 0,140
↗ Charge de travail et = productivité ( <i>Produc2</i> )	- 0,333 (0,059***)	- 0,280	- 0,126 (0,087*)	- 0,121
= Charge de travail et ↗ productivité ( <i>Produc3</i> )	- 0,340 (0,041***)	- 0,286	0,302 (0,077***)	0,289
= Charge de travail et = productivité ( <i>Produc4</i> )	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Absence de hausse du coût de la main-d'œuvre ( <i>coutmdo</i> )	0,580 (0,053***)	0,488	0,211 (0,030***)	0,202
Modification du calcul du temps de travail ( <i>modift</i> )	- 0,349 (0,045***)	- 0,294	- 0,449 (0,033***)	- 0,431
RTT de moins de 8 % ( <i>vtt1</i> )	- 0,544 (0,066***)	- 0,458	- 0,015 (0,055)	- 0,014
RTT de 8 % ( <i>vtt2</i> )	- 0,512 (0,067***)	- 0,431	- 0,086 (0,080)	- 0,082
<i>RTT de plus de 8 % (vtt3)</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Discussion sur les salaires ( <i>discuw</i> )	0,397 (0,049***)	0,335	0,168 (0,033***)	0,162
$\rho$	- 0,131		0,991	
$\hat{\Sigma} = \begin{pmatrix} \hat{\sigma}_{11}^2 & 0 & \hat{\sigma}_{13} \\ 0 & \hat{\sigma}_{22}^2 & \hat{\sigma}_{23} \\ \hat{\sigma}_{13} & \hat{\sigma}_{23} & 1 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,846 & 0,000 & 0,121 \\ 0,000 & 19,964 & 4,429 \\ -0,121 & 4,429 & 1 \end{pmatrix}$			
Fonction de vraisemblance	43 144 813,88			
Effectif	361		264	
Effectif pondéré	1 228 222		1 786 785	
1. Moins de 10 ans. 2. Plus de 10 ans.				

Lecture : pour identifier le modèle, on suppose comme dans Maddala (1983) que  $\sigma_{12} = 0$ . \*\*\* significatif au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 %, \* au seuil de 10 %. Réf. : catégorie de référence.  
Source : enquête Passages (pondération effectif), Dares.

l'entreprise à laquelle l'établissement appartient et la présence syndicale sont introduites. Toutes ces variables sont significatives (cf. tableau 6). Les établissements ayant obtenu des aides appartiennent à des entreprises de taille plus modeste. Globalement, la présence syndicale affecte peu la probabilité d'obtenir des aides incitatives.

Les établissements n'appartenant pas au secteur concurrentiel telles les associations, les coopératives et les mutuelles (variable *Nconcu*), ont une probabilité plus élevée d'obtenir des aides incitatives et ont davantage participé aux dispositifs « Robien » et « Aubry 1 ». Ce résultat est conforme à ceux obtenus à l'aide d'autres sources statistiques (Commissariat général du Plan, 2001).

La composition de la main-d'œuvre et notamment la présence de nombreux ouvriers risque d'affecter la probabilité d'obtenir des aides incitatives. Les établissements dits « de main-d'œuvre » bénéficient lorsqu'ils s'engagent dans le dispositif « Aubry 1 » d'aides incitatives additionnelles. En outre, ces établissements concentrés dans le secteur industriel peuvent davantage bénéficier d'une réorganisation et d'un aménagement du temps de travail associés

à la RTT. La variable *ouvrier* introduite dans l'analyse correspond donc aux établissements composés de 70 % et plus d'ouvriers qualifiés et non qualifiés. Cette variable est positive et significative. Ainsi, les établissements ayant bénéficié d'aides incitatives sont ceux dont la proportion d'ouvriers est relativement forte.

Les établissements ayant bénéficié des aides incitatives ont davantage réduit la durée effective hebdomadaire de leur catégorie majoritaire de salariés que les autres. Le coefficient de la variable *duree* correspondant à une durée annuelle de plus de 1 600 heures, soit une durée hebdomadaire moyenne supérieure à 35 heures, est négatif et significatif.

Pour faciliter la mise en œuvre de la RTT, les établissements peuvent solliciter des informations auprès d'intervenants extérieurs. Ces interventions financées, en partie ou en totalité, par le dispositif *Appui Conseil* visent à organiser le dialogue social et à aider les entreprises à négocier et à mettre en œuvre la RTT afin de développer ou maintenir l'emploi tout en préservant la compétitivité des entreprises et les conditions de travail des salariés (circulaire du 15 février 1999 sur le dispositif *Appui Conseil*). Globalement, ces interven-

Tableau 6  
Probabilité d'obtenir des aides incitatives

	Nom de variable	Coefficient	Écart-type	Significativité
Constante	-	- 0,185	0,012	***
<b>L'établissement appartient à une entreprise...</b>				
... de moins de 20 salariés	<i>tail1</i>	0,862	0,123	***
... de 20 à 50 salariés et sans syndicat	<i>tail2syn0</i>	0,107	0,068	*
... de 50 salariés et plus et sans syndicat	<i>tailsyn0</i>	0,147	0,023	***
... de 20 à 50 salariés avec syndicat	<i>tail2syn1</i>	0,008	0,001	
... de 50 à 500 salariés avec syndicat	<i>tail3syn1</i>	0,161	0,017	***
... de 500 à 2 000 salariés avec syndicat	<i>tail4syn1</i>	- 0,084	0,015	***
... de 2 000 salariés et plus avec syndicat	<i>tail5syn1</i>	Réf.		
Durée effective du travail > 1 600 heures	<i>Durée</i>	- 0,046	0,011	***
Secteur non concurrentiel (coopérative, mutuelle ou association 1901)	<i>Nconcu</i>	0,084	0,015	***
70 % et plus d'ouvriers	<i>Ouvrier</i>	0,099	0,015	***
<b>Intervenants extérieurs</b>				
Cabinet de consultants, d'avocats ou d'experts-comptables	<i>inter1</i>	- 0,026	0,006	***
Inspecteur du travail, Anact ou Aract (1)	<i>inter2</i>	0,078	0,014	***
Autres intervenants (2)	<i>inter3</i>	0,001	0,010	
Aucun intervenant	<i>inter4</i>	- 0,103	0,012	***
1. Anact : Agence nationale pour l'amélioration des conditions de travail ; Aract : Agences régionales pour l'amélioration des conditions de travail. 2. Principalement syndicats de salariés et syndicats professionnels.				

Lecture : Réf. désigne la variable de référence. Significativité : \*\*\* au seuil de 1 % ; \* au seuil de 10 %.  
Source : enquête Passages, Dares.

tions peuvent avoir une influence significative sur le type d'accord signé et ses modalités. Par ailleurs, l'intervention d'institutions privées (cabinet de consultants, d'avocats ou d'experts-comptables) ou des services du ministère de l'Emploi (inspecteurs du travail et membres de l'Agence nationale pour l'amélioration des conditions de travail (Anact) ou des Agences régionales pour l'amélioration des conditions de travail (Aract)) peuvent avoir influencé les stratégies des entreprises à l'égard des dispositifs de RTT. D'après les résultats obtenus, les établissements ayant bénéficié des aides incitatives ont davantage sollicité l'aide d'intervenants extérieurs privés ou liés aux services du ministère de l'Emploi. En revanche, ils ont moins sollicité les syndicats de salariés et les syndicats professionnels.

Des différences significatives apparaissent concernant les intervenants extérieurs auprès desquels l'établissement a sollicité des informations (cf. tableau 6). Les inspecteurs du travail et l'Anact (variable *inter2*) sont intervenus de manière plus fréquente dans les établissements « Robien » et « Aubry 1 ». Ces établissements ont eu besoin de solliciter des informations plus précises, auprès des instances du ministère de l'Emploi, sur les modalités de mises en œuvre de la RTT et sur les conditions à respecter pour obtenir les aides incitatives, étant donné que l'obtention des aides est conditionnelle à un accord plus contraignant en termes d'évolution du temps de travail et de hausse des effectifs. Les établissements n'ayant pas bénéficié de ces aides ont, au contraire, davantage sollicité les cabinets d'experts-comptables ou d'avocats (variable *inter1*) ou n'ont sollicité aucune intervention extérieure (variable *inter4*).

L'influence de plusieurs variables relatives à l'environnement économique de l'établissement et à sa position sur le marché a été testée. Ces variables n'étant pas significatives, elles n'ont pas été retenues du fait d'un nombre important de non-réponses associées à ces questions et à l'existence de colinéarité avec les autres variables retenues.

#### **Les déterminants des créations d'emplois : ampleur de la RTT, gains de productivité, etc.**

La législation sur l'ampleur de la baisse du temps de travail et sur son mode de calcul est plus contraignante pour les établissements de

type « Robien » et « Aubry 1 ». Ces derniers, pour obtenir les aides incitatives, doivent réduire leur temps de travail d'au moins 10 % sans modifier le calcul du temps de travail effectif. Ils n'ont pas la possibilité d'exclure des pauses, du temps de transport ou du temps de formation, du temps de travail effectif ou de décompter au titre de la RTT des jours de repos préalablement accordés. Pour ces établissements, il ne s'agit pas de passer simplement aux 35 heures comme pour ceux de type « Aubry 2 précurseurs » et « Aubry 2 ». Cependant, les établissements « Robien » et « Aubry 1 » peuvent avoir réaménagé le système de pauses et de jours de repos préalablement accordés à condition que le temps de travail effectif total ait baissé d'au moins 10 %.

Les simulations macroéconomiques montrent que plus l'ampleur de la baisse effective du temps de travail est importante, plus les créations d'emplois devraient être fortes (Heyer et Timbeau, 2000). Ainsi, les établissements pour lesquels le temps de travail effectif de la catégorie majoritaire de salariés n'a baissé que faiblement lors de la mise en œuvre de la RTT sont susceptibles d'avoir créé moins d'emplois. Les variables dichotomiques *vtt1*, *vtt2* et *vtt3* tiennent compte de l'ampleur de la RTT et correspondent respectivement à une baisse du temps de travail effectif de moins de 8 %, de 8 % et de plus de 8 %.

Par ailleurs, les établissements ayant modifié le mode de calcul du temps de travail en excluant, par exemple, des pauses, du temps de formation ou du temps de transport ou en décomptant au titre de la RTT des jours ou des demi-journées préalablement accordés, sont incités à accroître davantage leur effectif. La variable *ModifT* rend compte d'un tel changement. Cette variable affecte négativement et significativement l'ampleur des créations d'emplois et ceci aussi bien pour les établissements ayant obtenu les aides que pour ceux n'en ayant pas obtenu (cf. tableau 5). L'ampleur de la variation du temps de travail affecte fortement et significativement les créations d'emplois réalisées par les établissements « Robien » et « Aubry 1 ». Moins la baisse du temps de travail effectif de la catégorie majoritaire de salariés est importante, moins les créations d'emplois sont fortes. Pour les établissements n'ayant pas bénéficié des aides incitatives, l'impact de la variable *vtt1* sur l'ampleur de la variation du temps de travail est nettement plus faible et non significatif.

Le montant de la compensation salariale, la mise en place d'un gel des rémunérations ou d'une modération salariale constituent un élément clef de l'effet emploi de la RTT selon les modèles macroéconomiques. En effet, la mise en œuvre de la RTT affecte le coût du travail de la grande majorité des établissements. Or, l'équilibre financier global d'un tel processus risque de déterminer *in fine* l'ampleur et la durabilité des emplois créés. Cet équilibre est fonction des aides publiques obtenues (aides incitatives et aides structurelles), de l'ampleur de la compensation et de la modération salariale et des réorganisations mises en œuvre.

Étant donné que moins de 7 % des établissements de l'échantillon ont réduit partiellement ou dans les mêmes proportions que la baisse du temps de travail la rémunération de leurs salariés, l'impact de la compensation salariale sur l'ampleur des créations d'emplois n'a pas pu être testé.

Il est cependant possible de tester l'impact des discussions ayant eu lieu sur les rémunérations. Lorsque les salaires ont fait l'objet des discussions les plus longues et les plus difficiles, il paraît probable de supposer que, dans un tel cas, la question de la contribution des salariés au processus de RTT et à son équilibre financier pour l'établissement a dû être posée. La question des rémunérations risque d'être plus conflictuelle dans les établissements où il est demandé aux salariés d'accepter soit une baisse de leur rémunération, soit une modération salariale ou soit la perte de certaines primes. Cette situation apparaît dans 40 % des établissements de type « Robien » et « Aubry 1 » et dans 25 % des établissements n'ayant pas obtenu des aides. La variable *Discuw*, qui reflète l'existence de discussions longues et difficiles sur les salaires, apparaît positive et significative aussi bien pour les établissements ayant reçu des aides incitatives que pour ceux ne les ayant pas reçues.

Pour tester l'impact de l'évolution du coût du travail sur l'ampleur des créations d'emplois, la variable *Coutmdo* est également introduite. Elle reflète le sentiment général du chef d'établissement sur l'évolution globale du coût du travail par unité produite ou par point de chiffre d'affaires en tenant compte des subsides de l'État. Cette variable influence fortement et significativement les créations d'emplois des deux types d'établissements étudiés. Les établissements ont créé davantage d'emplois lorsque la mise en œuvre de la RTT n'a pas généré de hausse du coût du travail.

L'ampleur des gains de productivité est également au centre des analyses macroéconomiques sur l'ampleur des créations d'emplois. Plus ces gains sont élevés, moins l'effet de la RTT sur l'emploi devrait être important. Pour tester cette relation, les variables *Produc1*, *Produc2*, *Produc3* et *Produc4* croisant l'évolution de la charge de travail et l'ampleur des gains de productivité sont introduites (cf. tableau 2 pour la présentation de ces variables). Pour l'ensemble des établissements, une hausse de la charge de travail de la catégorie majoritaire de salariés lors de l'instauration de la RTT a tendance à réduire l'ampleur des embauches réalisées (cf. tableau 7).

En revanche, la hausse de la productivité affecte différemment les établissements ayant ou non reçu les aides incitatives. Cette hausse influence négativement et significativement les créations d'emplois réalisées par les établissements « Robien » et « Aubry 1 », tandis que son impact sur les créations d'emplois des établissements « Aubry 2 » est plus ambigu. Cette différence peut s'expliquer, soit par une différence structurelle sur les créations d'emplois associées à la RTT, soit par un manque de recul à l'égard d'un processus relativement récent pour les établissements « Aubry 2 ».

Enfin, les modèles macroéconomiques à fondements microéconomiques mettent en évidence que le pouvoir de négociation des salariés et de leurs représentants, et la préférence de ces derniers pour l'emploi pourrait affecter significativement l'ampleur des créations d'emplois. L'impact de la présence d'un syndicat et de son ancienneté sur l'ampleur des créations d'emplois a donc été testé. La diffusion des 35 heures a entraîné le développement de la présence syndicale au sein de l'ensemble des établissements afin de pouvoir ratifier l'accord de RTT. Ainsi, pour tester le rôle de la présence d'un syndicat au sein de l'établissement, il est nécessaire de tenir compte de l'ancienneté du syndicat pour distinguer les établissements ayant une tradition syndicale, de ceux dont la présence syndicale est plus récente. Par ailleurs, l'existence d'une forte corrélation entre la présence et l'ancienneté syndicale, et l'appartenance de l'établissement à un groupe, contraint à créer une variable croisant l'appartenance à un groupe et l'ancienneté syndicale. Les variables *Gpe0synd1*, *Gpe0synd2* et *Gpe0synd3* correspondent au cas où l'établissement n'appartient pas à un groupe et où respectivement aucun syndicat n'est présent dans l'établissement, le syndicat est présent depuis

moins de 10 ans et le syndicat est présent depuis 10 ans et plus. Les variables *Gpe1synd1*, *Gpe1synd2* et *Gpe1synd3* correspondent aux mêmes situations lorsque l'établissement appartient à un groupe.

Pour les établissements ayant bénéficié des aides incitatives, l'appartenance à un groupe ne semble pas affecter en soi l'ampleur des créations d'emplois (cf. tableau 5). Le coefficient *Gpe1synd1* est positif et significatif contrairement au coefficient *Gpe1synd2*. Au contraire, la présence et l'ancienneté d'un syndicat affectent négativement et significativement l'ampleur des créations d'emplois. Pour les établissements n'ayant pas bénéficié des aides incitatives, l'appartenance à un groupe affecte négativement l'ampleur des créations d'emplois. Seuls les établissements où le syndicat est présent depuis plus de 10 ans ont eu tendance à créer moins d'emplois. Toutefois, les variables croisant l'appartenance à un groupe et l'ancienneté syndicale sont corrélées à la taille des entreprises. L'impact de ces variables reflète également

un effet taille sur l'ampleur des créations d'emplois.

### Les différences de créations d'emplois estimées par la procédure d'Oaxaca

Les coefficients obtenus pour les établissements avec ou sans aides (cf. colonnes 1 et 3 du tableau 5) ne fournissent pas directement l'impact des variables explicatives sur l'ampleur des créations d'emplois. Il est nécessaire de procéder à des calculs complémentaires pour obtenir les effets marginaux de chaque variable explicative.

Les établissements ayant bénéficié d'aides incitatives ont, en moyenne, créé plus d'emplois que les autres (cf. tableau 1). La différence brute entre les créations d'emplois réalisées par ces deux populations est de plus de 5,7 points. Cet écart s'explique par des différences entre établissements concernant la mise en œuvre de la RTT et par un processus de

Tableau 7  
Décomposition de Oaxaca

	Nom de variable	Différence	Coefficient
<b>Différence non ajustée</b>		<b>5,72</b>	<b>1</b>
<b>Différence expliquée par caractéristiques observées</b>			
Secteur industriel	<i>indus</i>		- 0,000
Hors groupe sans syndicat	<i>Gpe0synd1</i>		Réf.
Hors groupe avec syndicat récent (1)	<i>Gpe0synd2</i>		- 0,005
Hors groupe avec syndicat ancien (2)	<i>Gpe0synd3</i>		0,001
Dans groupe sans syndicat	<i>Gpe1synd1</i>		- 0,002
Dans groupe avec syndicat récent (1)	<i>Gpe1synd2</i>		- 0,000
Dans groupe avec syndicat ancien (2)	<i>Gpe1synd3</i>		0,008
↗ Charge de travail et ↗ productivité	<i>Produc1</i>		- 0,003
↗ Charge de travail et = productivité	<i>Produc2</i>		0,005
= Charge de travail et ↗ productivité	<i>Produc3</i>		- 0,021
= Charge de travail et = productivité	<i>Produc4</i>		Réf.
Absence de hausse du coût de la main-d'œuvre	<i>coutmdo</i>		0,311
Modification du calcul du temps de travail	<i>modift</i>		0,047
RTT de moins de 8 %	<i>vtt1</i>		0,120
RTT de 8 %	<i>vtt2</i>		- 0,048
RTT de plus de 8 %	<i>vtt3</i>		Réf.
Discussion sur les salaires	<i>discuw</i>		0,035
<b>Différence ajustée</b>		<b>2,73</b>	
1. Moins de dix ans. 2. Plus de dix ans.			

Lecture : la dernière colonne correspond au premier terme de la décomposition d'Oaxaca proposée (équation [13] de l'encadré 4). Les coefficients sont normalisés à 1 en les exprimant en point de pourcentage de la différence de création d'emploi totale (Oaxaca, 1973). Un nombre positif indique que cette caractéristique explique une partie de la différence non ajustée tandis qu'un nombre négatif réduit cette différence non ajustée. La différence ajustée des créations d'emplois correspond à la différence non ajustée amputée du pourcentage attribuable aux caractéristiques observables. Réf. : catégorie de référence.  
Source : enquête Passages (pondération effectif), Dares.

sélection de ceux ayant opté pour les dispositifs « Robien » et « Aubry 1 ». Fiore, Passeron et Roger (2000) ont montré que ces établissements sont plus dynamiques en termes de créations d'emplois.

Le calcul des effets marginaux permet de déterminer l'impact de chacune des variables de mise en œuvre de la RTT alors que la procédure d'Oaxaca permet de mesurer l'ampleur du biais de sélection. Les colonnes 2 et 4 du tableau 5 présentent les effets marginaux de chaque variable retenue sur l'ampleur des créations d'emplois. L'analyse révèle des différences notables concernant l'impact des variables de mise en œuvre de la RTT et de celles caractérisant les établissements (cf. tableau 5).

Pour les établissements ayant obtenu les aides incitatives, l'ampleur de la variation effective et l'évolution du coût du travail affectent davantage les créations d'emplois réalisées que les autres variables retenues. En revanche, pour les établissements n'ayant pas obtenu d'aides incitatives, l'absence de modification du mode de calcul du temps de travail et les caractéristiques de l'établissement expliquent principalement les créations d'emplois. Par ailleurs, les variables de mise en œuvre de la RTT ont eu, globalement, une influence plus importante sur l'ampleur des créations d'emplois des établissements « Robien » et « Aubry 1 » et ont moins affecté celle des établissements « Aubry 2 précursseurs » et « Aubry 2 ».

Seule l'absence de modification du mode de calcul du temps de travail effectif influence dans les mêmes proportions les deux types d'établissements (- 0,294 contre - 0,431). Cependant, l'ampleur de la variation du temps de travail affecte très largement les créations d'emplois réalisées par les établissements avec aides incitatives (- 0,458 et - 0,431) et faiblement ceux sans aides incitatives (- 0,014 et - 0,082).

L'augmentation de la charge de travail de la catégorie majoritaire de salariés affecte négativement les créations d'emplois des deux sous-populations d'établissements. Toutefois, l'effet global reste nettement plus important pour les établissements « Robien » et « Aubry 1 » (- 0,568 contre - 0,261). En outre, l'effet de la hausse de la productivité est négatif, significatif et de forte ampleur pour les premiers, mais ambigu pour les seconds. On retrouve le résultat obtenu lors de l'analyse des statistiques descriptives.

Enfin, les coefficients d'appartenance à un groupe, de présence et d'ancienneté syndicale affectent davantage, relativement aux autres variables en présence, les établissements sans aides incitatives que les autres. Pour ceux n'ayant pas bénéficié des aides incitatives, l'absence de syndicat dans les établissements appartenant à un groupe joue négativement et influence fortement l'ampleur des créations d'emplois (- 0,615).

Ainsi, pour les établissements « Robien » et « Aubry 1 », même s'il existe un effet d'aubaine significatif, les créations d'emplois réalisées sont largement influencées par les caractéristiques de la mise en œuvre de la RTT (ampleur de la baisse du temps de travail effectif, évolution du coût de la main-d'œuvre et gains de productivité). Les éléments clés identifiés par les modèles macroéconomiques déterminant l'effet global de la RTT sur l'emploi semblent expliquer fortement les créations d'emplois des établissements « Robien » et « Aubry 1 ». En revanche, l'effet de ces variables sur les créations d'emplois des établissements « Aubry 2 précursseurs » et « Aubry 2 » est moins important mais reste significatif. Pour ces établissements, l'appartenance à un groupe et l'ancienneté syndicale ont un impact marginal plus fort que les autres variables de mise en œuvre de la RTT.

Ainsi, les créations d'emplois des établissements ayant bénéficié des aides incitatives sont davantage liées aux modalités d'application de la RTT que pour les autres établissements. Afin de tenir compte de cette différence, la procédure d'Oaxaca est utilisée pour déterminer l'écart de créations d'emplois moyen ajusté des caractéristiques de mise en œuvre de la RTT pour ces deux sous-populations d'établissements (Oaxaca, 1973). La démarche consiste à retrancher de l'écart de créations d'emplois non ajusté la partie s'expliquant par les modalités d'application de la RTT observées (cf. équation [13] de l'encadré 4). Cette analyse permet de décomposer l'écart moyen de créations d'emplois en trois éléments : 1) un différentiel de créations d'emplois lié aux caractéristiques observées des établissements ayant bénéficié ou non des aides incitatives ; 2) une partie non expliquée par les caractéristiques observables ; 3) une partie provenant de l'effet de sélection lors de l'obtention des aides incitatives.

Les éléments 2) et 3) permettent de décomposer en deux effets l'impact des caractéristiques inobservables :

- les éléments inobservables qui expliquent l'ampleur des créations d'emplois mais qui n'affectent pas l'obtention des aides incitatives (par exemple, la motivation des salariés ou le management) ;

- les éléments inobservables qui expliquent simultanément le fait d'obtenir ou non des aides incitatives et l'ampleur des créations d'emplois (les réorganisations mises en œuvre lors de la RTT ou l'état d'esprit du chef d'établissement à l'égard des 35 heures).

Selon la répartition obtenue au moyen de la décomposition d'Oaxaca, l'écart de créations d'emplois moyen ajusté des conséquences de la RTT sur l'établissement est de 2,7 points alors que l'écart non ajusté est de plus de 5,7 points (cf. tableau 7). Ainsi, les modalités de mise en œuvre de la RTT et ses effets sur l'établissement permettent d'expliquer une large partie de l'écart de créations d'emplois observé. Les différences concernant l'évolution du coût de la main-d'œuvre et l'ampleur de la baisse effective du temps de travail de la catégorie majoritaire participent principalement à cet écart.

La moitié de la différence moyenne de créations d'emplois entre les établissements ayant obtenu des aides incitatives et les autres s'explique par les modalités de mise en œuvre de la RTT et l'autre moitié découle du processus de sélection et des caractéristiques non observées (incluant la constante).

\*  
\* \*

Il existe bien un effet de sélection concernant le choix des établissements passés les premiers à 35 heures dans le cadre des dispositifs incitatifs « Robien » et « Aubry 1 ». Ces établissements plus dynamiques en termes de créations d'emplois ont vu leur effectif augmenter plus rapidement que les autres. Néanmoins, cet effet ne permet pas d'expliquer en totalité les écarts de créations d'emplois observés. Les décisions des établissements liées au processus de négociation avec leurs salariés concernant la mise en œuvre effective des 35 heures – notamment en termes de variation effective du temps de travail, d'évolution des salaires et de réorganisations – expliquent près de la moitié du surplus d'emplois. Ainsi, l'effet des 35 heures sur l'emploi n'est ni automatique ni le résultat d'un simple effet d'aubaine mais dépend largement des choix des agents économiques. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Alis D. et Fauconnier D. (2000)**, « L'impact micro-économique de la réduction du temps de travail », *Premières Synthèses*, n° 26.2, juin.

**Amémiya T. (1984)**, « Tobit Models: A Survey », *Journal of Econometrics*, n° 24, pp. 3-63.

**Ardilly P. (1994)**, *Les techniques de sondage*, Paris, Éditions Technip.

**Bunel M. (2002)**, Enquête PASSAGES : Projets, Attitudes, Stratégies et Accords liés à la Généralisation des 35 heures : guide méthodologique et analyses préliminaires, Document d'études de la Dares, n° 57.

**Bunel M., Coutrot T. et Zilberman S. (2002)**, « Le passage à 35 heures vu par les employeurs », *Premières Synthèses*, n° 17.2, avril.

**Cahuc P. (2001)**, « L'expérience française de réduction du temps de travail : moins d'emplois et plus d'inégalités », *Revue Française d'Économie*, vol. 15, n° 3, pp. 141-166.

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

**Charpin J.-M. et Mairesse J. (1978)**, « Réduction de la durée du travail et chômage », *Revue Économique*, n° 1, pp. 189-206.

**Commissariat général du Plan (2001)**, « Réduction du temps de travail : les enseignements de l'observation », Rapport de la commission présidée par Henri Rouilleault, La documentation Française, Paris.

- Cosslett S. (1981)**, « Maximum Likelihood Estimator for Choice-Based Samples », *Econometrica*, n° 9, pp. 1289-1316.
- Doisneau L. (2000)**, « Les conventions de réduction du temps de travail de 1998 à 2000 : embaucher, maintenir les rémunérations, se réorganiser », *Premières Synthèses*, n° 45, novembre.
- Fiole M., Passeron V. et Roger M. (2000)**, « Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail », Document d'études, n° 35, janvier, Dares.
- Freyssinet J. (1997)**, *Le temps de travail en miettes : 20 ans de politique de l'emploi et de négociation collective*, Les éditions de l'Atelier, Éditions Ouvrières, Paris.
- Gouriéroux C. et Monfort A. (1989)**, « Econometrics Based on Endogeneous Samples », Working Paper, Crest-Ensaie.
- Greene W. (2000)**, *Econometric Analysis*, Prentice Hall International, Fourth Edition, New Jersey.
- Gubian A. (2000)**, « Les 35 heures et l'emploi : d'une loi Aubry à l'autre », *Regards sur l'actualité*, n° 259, pp. 3-26.
- Heckman J.J., Lalonde R.J. et Smith J.A. (2000)**, « The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs », in *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, O. Ashenfelter et D. Card (eds.), North Holland, Amsterdam, pp. 1865-2097.
- Heyer E. et Timbeau X. (2000)**, « 35 heures : réduction réduite », *Revue de l'OFCE*, n° 74, pp. 53-95.
- Laffargue J.-P. et Saint-Martin A. (2000)**, « Réduction de la durée du travail, salaire et emploi, une analyse avec un modèle d'équilibre général calculable Charlotte », document de travail du Cepremap.
- Lerman S. et Manski C. (1977)**, « The Estimation of Choice Probabilities from Choice-Based Samples », *Econometrica*, n° 45, pp. 1977-1988.
- Maddala G. (1983)**, *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, New York: Cambridge University Press.
- Manski C. (1995)**, *Identification Problems in Econometrics*, Cambridge: Harvard University Press.
- Manski C.F. et Mc Fadden D. (1981)**, « Alternative Estimators and Sample Designs for Discrete Choice Analysis », in *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, C.F. Manski et D. Mc Fadden (eds.), pp. 2-50.
- Nelson F. (1977)**, « Censored Regression Models with Unobserved, Stochastic Censoring Threshold », *Journal of Econometrics*, n° 6, pp. 309-327.
- Oaxaca R. (1973)**, « Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets », *International Economic Review*, vol. 14, n° 3, pp. 693-709.
- Oudiz G., Raoul E. et Sterdyniak H. (1979)**, « Réduire la durée du travail : quelles conséquences ? », *Économie et Statistique*, n° 111, pp. 3-17.
- Passeron V. (2002)**, « 35 heures : 3 ans de mise en œuvre du dispositif Aubry I », *Premières Synthèses*, n° 06.2, février.
- Pham H. (2002)**, « Les modalités de passage à 35 heures en 2000 », *Premières Synthèses*, n° 06.3, février.
- Pisany-Ferry J. (2000)**, *Plein Emploi*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, La documentation Française, Paris.
- Rubin D. (1974)**, « Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies », *Journal of Educational Psychology*, n° 66, pp. 688-701.

Tableau A  
Statistiques descriptives

En %

	Obtention des aides incitatives	Pourcentage d'emplois créés
<b>Taille des entreprises</b>		
De 5 à 19 salariés	8,3	10,4
De 20 à 49 salariés	14,7	8,4
De 50 à 499 salariés	40,8	8,6
De 500 à 1 999 salariés	16,5	4,1
2 000 salariés et plus	19,6	5,5
<b>Secteurs d'activité</b>		
Industrie	35,8	5,6
Commerce et transport	30,2	7,2
Services aux entreprises	22,4	7,7
Services aux particuliers	11,6	8,0
Plus de 70 % d'ouvriers	22,5	8,4
Établissement appartient à un groupe	48,0	5,8
<b>Ancienneté syndicale</b>		
Dix ans et plus	29,4	10,4
Moins de dix ans	28,6	8,4
Pas de syndicat	42,0	4,8
<b>Réduction de temps de travail</b>		
De moins de 8 %	39,3	5,8
De 8 %	33,8	6,5
De plus de 8 %	26,9	9,0
<b>Lors de la RTT</b>		
Augmentation de la charge de travail	27,3	5,2
Augmentation de la productivité	35,8	5,8
<b>Ensemble</b>	<b>40,7</b>	<b>6,7</b>

Source : enquête Passages, Dares.

Tableau B  
Construction des variables

Variabes	Description
<i>Gpe0synd1</i>	L'établissement n'appartient pas à un groupe ( <i>groupe</i> = 0) et aucun syndicat n'est présent ni dans l'entreprise ni dans l'établissement ( <i>synd</i> = 1)
<i>Gpe0synd2</i>	<i>Groupe</i> = 0 et un syndicat est présent dans l'entreprise ou dans l'établissement depuis moins de dix ans ( <i>synd</i> = 2)
<i>Gpe0synd3</i>	<i>Groupe</i> = 0 et un syndicat est présent dans l'entreprise ou dans l'établissement depuis plus de dix ans ( <i>synd</i> = 3)
<i>Gpe1synd1</i>	L'établissement appartient à un groupe ( <i>groupe</i> = 1) et <i>synd</i> = 1
<i>Gpe1synd2</i>	<i>Groupe</i> = 1 et <i>synd</i> = 2
<i>Gpe1synd3</i>	<i>Groupe</i> = 1 et <i>synd</i> = 3
<i>Produc1</i>	La charge de travail de la catégorie majoritaire de salariés a augmenté au moment de la RTT ( <i>charge</i> = 1) et la RTT a « plutôt amélioré la productivité » ( <i>Pté</i> = 0)
<i>Produc2</i>	<i>Charge</i> = 1 et la RTT n'a pas « plutôt amélioré la productivité » ( <i>Pté</i> = 0)
<i>Produc3</i>	La charge de travail de la catégorie majoritaire de salariés n'a pas augmenté au moment de la RTT ( <i>charge</i> = 0) et <i>Pté</i> = 1
<i>Produc4</i>	<i>Charge</i> = 0 et <i>Pté</i> = 0
<i>Duree</i>	La durée effective hebdomadaire des salariés de la catégorie majoritaire est supérieure à 35 heures en moyenne sur l'année
<i>Coutmdo</i>	Globalement, la RTT n'a pas entraîné de hausse du coût de la main-d'œuvre ou cette hausse a été compensée partiellement ou totalement par les allègements de cotisations sociales
<i>Modift</i>	Pour faciliter le passage aux 35 heures, l'établissement a exclu des pauses, du temps de formation ou du temps de transport ou a décompté au titre de la RTT des journées ou des demies journées préalablement accordées
<i>Vtt1</i>	La durée du temps de travail de la catégorie majoritaire... A baissé de moins de 8 %
<i>Vtt2</i>	A baissé de 8 %
<i>Vtt3</i>	A baissé de plus de 8 %
<i>Discuw</i>	Les discussions les plus longues et les plus difficiles ont porté sur les salaires
<i>tailsyn1</i>	L'établissement appartient à une entreprise... De moins de 20 salariés
<i>tailsyn2</i>	De 20 salariés à moins de 50 salariés et dispose d'un syndicat
<i>tailsyn3</i>	De 50 à moins de 50 salariés et ne dispose pas de syndicat
<i>tailsyn4</i>	De 50 à moins de 500 salariés et dispose d'un syndicat
<i>tailsyn5</i>	De 500 à moins de 2 000 salariés et dispose d'un syndicat
<i>tailsyn6</i>	De 2 000 salariés et plus et dispose d'un syndicat
<i>tailsyn7</i>	De 50 à plus de 2 000 salariés et ne dispose pas d'un syndicat
<i>Nconcu</i>	L'établissement est une coopérative, une mutuelle ou une association loi 1901
<i>Inter1</i>	L'intervenant est un cabinet de consultants ou d'avocats ou d'experts comptables
<i>Inter2</i>	L'intervenant est un inspecteur du travail, l'Anact ou une Aract
<i>Inter3</i>	Autres intervenants
<i>Inter4</i>	Aucun intervenant

# Les déterminants du jugement des salariés sur la RTT

Gilbert Cette, Nicolas Dromel et Dominique Méda\*

---

Si de nombreux travaux ont déjà été consacrés aux conséquences économiques des politiques de réduction du temps de travail (RTT), notamment sur l'emploi, peu d'études ont jusqu'ici abordé les effets de ces politiques sur les conditions de travail et les conditions de vie des salariés concernés. Plusieurs études ont porté sur les attentes des salariés de la mise en place d'une réduction du temps de travail (analyses *ex ante*), mais beaucoup moins sur la perception et l'appréciation qu'en ont les salariés après sa réalisation (analyses *ex post*). Cette question des facteurs de satisfaction et d'insatisfaction des salariés vis-à-vis d'une politique de réduction du temps de travail, dont ils ont vécu les effets directement, est approfondie ici en analysant les réponses à l'enquête *RTT et Modes de vie*, réalisée en 2001, auprès d'un échantillon de salariés à temps complet ayant connu une réduction du temps de travail dans le cadre d'un accord « Robien » ou Aubry 1 » depuis au moins un an. La prise en compte d'un grand nombre de variables permet d'évaluer l'influence de chacune d'entre elles « toutes choses égales par ailleurs ».

Certaines caractéristiques semblent toujours exercer une influence sur l'appréciation des salariés vis-à-vis de la RTT et concourir au renforcement de la satisfaction. Ainsi, les femmes ayant à charge un enfant de moins de 12 ans sembleraient, toutes choses égales par ailleurs, trouver plus de satisfaction à la RTT que les autres salariés interrogés. Par ailleurs, les facteurs influençant significativement la satisfaction seraient notamment la situation sociale du salarié (appréciée conjointement par son diplôme, sa catégorie professionnelle et le revenu du ménage), la visibilité des horaires de travail et son amélioration, l'autonomie dans les horaires de travail, le fait que la durée effective correspond bien à celle qui était prévue dans l'accord, l'impact de la RTT sur la rémunération et les usages qui sont faits du temps dégagé par la RTT. Parmi ces usages, on remarque principalement l'augmentation du temps passé avec la famille (conjoint et enfants) et celui passé à se reposer ou à exercer d'autres activités domestiques, de semi-loisir ou de loisir. Le fait que le salarié ait eu avant la RTT le sentiment de manquer de temps, qu'il ait réfléchi à l'usage du temps potentiellement dégagé par la RTT, et que cet usage se soit traduit concrètement dans la réalité influencerait également sa satisfaction. Inversement, la variabilité des horaires, l'atypicité des horaires de manière générale et son augmentation, la hausse des objectifs et l'impact défavorable de la RTT sur la rémunération influenceraient négativement cette satisfaction.

---

\* Gilbert Cette appartient à l'Université de la Méditerranée (Ceders), Nicolas Dromel à l'Université de la Méditerranée (Greqam) et Dominique Méda à la Mission Animation de la Recherche de la Dares. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Les auteurs remercient Matthieu Bunel et Marc-Antoine Estrade (MAE-Dares), Alain Gubian (ACOSS) et Daniel Verger (Insee) pour leurs conseils et suggestions, ainsi que trois rapporteurs anonymes pour leurs remarques pertinentes, tout en restant évidemment seuls responsables des erreurs qui demeureraient.

Le thème de la réduction du temps de travail (RTT par la suite) touche à de nombreux domaines, parmi lesquels évidemment l'économie, avec par exemple la difficile question des créations d'emplois que des politiques de RTT peuvent induire, et la sociologie, compte tenu des interactions entre les divers temps sociaux que constituent les temps de travail et « hors travail ». Ces différents domaines sont intimement liés, car si les effets économiques d'une RTT dépendent essentiellement de l'impact qu'elle a sur les coûts de production des entreprises, cet impact est influencé par les arbitrages microéconomiques entre loisirs et revenus d'activité des individus concernés. Autrement dit, les attentes et préférences des agents, quantitatifs en ce qui concerne les temps de travail et « hors travail », mais aussi, voire surtout, qualitatifs en ce qui concerne le contenu et l'articulation de ces différents temps sociaux, influencent les effets économiques de toute politique de RTT.

Si de nombreux travaux ont été consacrés au processus de négociation associé à la RTT, ou à ses effets économiques, en particulier sur l'emploi (1), les analyses des effets de la RTT sur les conditions de travail et les conditions de vie des salariés concernés, et en aval sur leur appréciation de la RTT qu'ils vivent, sont plus rares. Plusieurs études détaillées ont porté sur les attentes *ex ante* des salariés concernant les diverses modalités envisageables d'une RTT (2), ce qui constitue un autre type d'interrogation. Concernant les analyses *ex post*, depuis l'entrée en vigueur de la loi « Robien » qui a institué en 1996 un système d'allègements de charges sociales aux entreprises mettant en œuvre une RTT pour favoriser l'emploi, des sondages ou enquêtes qualitatives se sont intéressés à la « satisfaction » des salariés concernés. La CFDT a ainsi organisé, depuis 1998, diverses enquêtes rassemblées sous l'intitulé *Le travail en questions*, à partir d'un échantillon représentatif de 18 000 salariés interrogés sur les conséquences d'accords RTT négociés dans le cadre des lois « Aubry ». L'exploitation des réponses à ces différentes enquêtes s'est faite, en général, sous la forme de tris croisés sur quelques variables et ne sont donc pas toutes choses égales par ailleurs vis-à-vis d'autres variables (3). Le Ministère de l'Emploi (Dares) a mené, quant à lui, une première enquête, en 1999, auprès de 526 salariés ayant connu au moins un an plus tôt une RTT dans le cadre d'une convention « Robien », en passant par les entreprises pour interroger les salariés, ce qui pouvait introduire un biais de sélection. Les exploitations statistiques par des approches toutes choses égales par ailleurs proposées par

Doisneau (2000) ou Cette et Diev (2002) d'une question de cette enquête sur la satisfaction globale (4) des salariés ont alors montré que les facteurs qui semblent les plus déterminants à cet égard seraient la catégorie sociale du salarié, les modalités d'application de la RTT avec par exemple les éventuelles réorganisations associées, ainsi que la visibilité et la maîtrise du temps « dégagé » par la RTT (5). Ces résultats confirmaient, d'ailleurs, les enseignements de quelques études qualitatives antérieures de nature sociologique réalisées auprès d'échantillons très réduits de salariés (6).

Cette question des facteurs de satisfaction et d'insatisfaction des salariés vis-à-vis d'une RTT qui les concerne directement est approfondie ici en analysant les réponses à l'enquête *RTT et Modes de vie* conçue par la Dares et réalisée entre la fin de l'année 2000 et le début de l'année 2001 auprès d'un échantillon de 1 618 salariés représentatifs des salariés ayant connu une RTT au moins un an plus tôt dans le cadre des dispositifs « Robien » et « Aubry 1 » (cf. encadré). Ici encore, comme dans certaines analyses précédentes, le recul d'une année au moins permet de bénéficier d'une appréciation sans doute plus robuste de la part des salariés interrogés. Ces derniers ont été interrogés en face-à-face à leur domicile sans que leurs employeurs soient sollicités, les adresses provenant directement des DADS 1999 (Données Annuelles de Données Sociales) des entreprises qui avaient mis en œuvre un accord de RTT avant novembre 1999. Afin de caractériser au mieux les facteurs de satisfaction et d'insatisfaction, on s'efforce de prendre en compte simultanément un grand nombre de variables renseignées par l'enquête pour évaluer l'influence de chacune d'entre elles, via une analyse toutes choses égales par ailleurs par l'estimation de modèles logistiques. Toutefois, si une telle approche aboutit à des enseignements riches, elle ne peut prétendre fournir des éléments d'évaluation des dispositifs de RTT concernés (« Robien » et « Aubry 1 », cf. encadré).

1. Voir par exemple sur ces aspects les numéros spéciaux de Travail et Emploi (2000a et 2000b) et d'Économie Internationale (2000).

2. Par exemple Boulin, Cette et Verger (1998a et 1998b).

3. Les résultats de ces exploitations ont été publiés dans CFDT (1999), CFDT (2001) et Romanovski (2002).

4. Cette question y était ainsi libellée : « d'une manière générale, diriez-vous que vous êtes tout à fait satisfait, plutôt satisfait, plutôt pas satisfait ou pas satisfait du tout de la répartition actuelle de votre temps de travail ? ».

5. Les résultats de cette enquête ont également fait l'objet de diverses exploitations sous forme de tris croisés, par exemple dans MES (1999) et CGP (2001).

6. Voir par exemple Boulin, Lallement, Lefèvre et Silvéra (1998).

L'approche toutes choses égales par ailleurs permet cependant d'aboutir à des résultats assez structurels et peu contingents au fait que les salariés enquêtés sont concernés par des RTT engagées avant la fin 1999. En d'autres termes, si les entreprises employant ces salariés présentent peut-être, par rapport à toutes les entreprises passées aux 35 heures et plus encore par rapport à l'ensemble des entreprises, des caractéristiques particulières (biais de sélection des entreprises), on fait l'hypothèse que cela n'affecte pas les résultats de l'analyse qui dégage, toutes choses égales par ailleurs, la corrélation statistique entre diverses caractéris-

tiques des salariés et des entreprises et la satisfaction (positive ou négative) apportée par les 35 heures. Si les caractéristiques des entreprises ou des salariés peuvent présenter des éléments de spécificité, les corrélations dégagées par l'exploitation de l'enquête sont sans doute structurelles, même s'il faut rester prudent quant à une généralisation des résultats à tous les cas de réduction du temps de travail en raison de possibles biais de sélection (caractéristiques non observées de l'entreprise susceptibles d'affecter la corrélation entre caractéristiques non observées et satisfaction).

Encadré

### LES DISPOSITIFS LÉGISLATIFS DE RÉDUCTION DU TEMPS DE TRAVAIL (RTT) CONCERNÉS DANS L'ENQUÊTE RTT ET MODES DE VIE

Du fait de sa date de réalisation (fin 2000 et début 2001) et de la condition d'un accord RTT antérieur d'au moins un an, l'enquête *RTT et Modes de vie* ne concerne que des salariés ayant réduit leur durée de travail avant la loi « Aubry 2 » du 19 janvier 2000, dans le cadre de dispositifs « Robien » ou « Aubry 1 ».

La loi n° 96-502 du 11 juin 1996, dite loi « Robien », institue un système d'allègements de cotisations sociales pour les entreprises qui réalisent une RTT collective, en respectant certains engagements en termes d'emplois. Les aides sont conditionnées à la signature d'une convention avec l'État, faisant suite à un accord signé entre partenaires sociaux. Pendant les deux années d'application de cette loi, environ 3 000 conventions ont été signées, réduisant le temps de travail de 280 000 salariés et prévoyant 33 000 créations ou maintiens d'emplois.

Ce dispositif est abrogé par la loi n° 98-461 du 13 juin 1998, dite première loi « Aubry » ou loi « Aubry 1 », qui (entre autres nombreuses dispositions) fixe la durée légale du travail à 35 heures hebdomadaires au 1<sup>er</sup> janvier 2000 pour les entreprises de plus de 20 salariés, au 1<sup>er</sup> janvier 2002 pour les autres. La loi « Aubry 1 » institue un nouveau dispositif d'allègements de cotisations sociales incitant les entreprises à négocier une RTT avant la baisse de la durée légale. Ces allègements sont également conditionnés à la signature d'une convention avec l'État, faisant suite à celle d'un accord entre partenaires sociaux.

#### Des dispositifs d'allègements de charges sociales pour maintenir l'emploi

Le dispositif « Robien » (resp. « Aubry 1 ») comprend un volet « offensif » dans lequel un allègement des cotisations sociales est subordonné à l'augmentation des effectifs de 10 % (resp. de 6 %) en cas d'une RTT de 10 % ; de 15 % (resp. de 9 %) en cas d'une RTT de 15 % ou plus. Le niveau d'emploi atteint doit être maintenu pendant au moins deux ans. Les deux dispo-

sitifs comprennent un volet « défensif », dans lesquels un allègement bénéficie aux unités qui réduisent la durée du travail afin d'éviter des licenciements prévus dans le cadre d'une procédure de licenciement économique, et qui s'engagent à maintenir les effectifs couverts pour une durée fixée par la convention. Les engagements en termes de maintien de l'emploi sont dans le dispositif « Robien » (resp. « Aubry 1 ») de 10 % des effectifs concernés (resp. 6 %) en cas d'une RTT de 10 % ; de 15 % (resp. 9 %) lorsque la RTT est de 15 %.

Entre autres différences, les dispositifs « Robien » et « Aubry 1 » se distinguent par le fait que les allègements de charges sociales sont proportionnels au salaire dans le premier et forfaitaires dans le second, et que le second est instauré avec la perspective d'une baisse certaine de la durée légale du travail, ce qui n'était pas le cas du premier.

Par ailleurs, après l'application de la loi « Aubry 1 », un certain nombre d'entreprises ont réduit leur durée collective de travail sans aide incitative avant novembre 1999, en anticipant la nouvelle durée hebdomadaire légale de 35 heures. C'est le cas, d'une part d'entreprises du secteur privé qui ne sont pas entrées dans le dispositif d'incitation parce qu'elles ne voulaient ou ne pouvaient pas s'engager sur les conditions minimales d'octroi de l'aide « Aubry 1 », et d'autre part de grandes entreprises publiques qui ont réduit leur durée du travail sans pouvoir bénéficier d'allègement de cotisations sociales (entreprises non éligibles). Ces dernières ne font pas partie du champ de l'enquête.

Certaines formes de RTT qui ont été rendues possibles par la loi « Aubry 2 » ne sont pas présentes (forfait jours, définition d'une durée annuelle, etc.) ou ne concernent que les entreprises ayant réduit le temps de travail sans aide incitative (modification du mode de décompte de la durée).

Pour plus de détails sur ces dispositifs, on pourra se reporter à (Commissariat général du Plan, 2001).

## Les résultats de l'enquête *RTT et Modes de vie*

L'enquête *RTT et Modes de vie* avait pour objectif principal de mettre en évidence les principaux changements intervenus dans la vie des salariés à temps complet ayant connu une RTT depuis au moins un an (7) (cf. annexe 1 pour une présentation détaillée de l'enquête). Pour éviter d'éventuels biais liés à une acceptation ou non-acceptation d'un questionnement de leurs salariés par les entreprises, un échantillon représentatif de la population cible a été constitué grâce aux DADS, les salariés étant directement contactés pour être interrogés en face-à-face dans le cadre d'un entretien d'environ une heure. Réalisée entre novembre 2000 et janvier 2001, elle concerne des salariés à temps complet passés à 35 heures avant la fin 1999 dans le cadre des dispositifs « Robien » ou « Aubry 1 » (cf. encadré).

L'enquête contient à la fois des questions subjectives (par exemple sur l'impression de manquer de temps avant la RTT ou sur la perception des différents changements liés à celle-ci) mais tente aussi d'objectiver et de vérifier les déclarations des salariés au moyen d'un certain nombre de données concrètes sur le temps de travail, les modalités de détermination des horaires, les revenus, les activités exercées pendant le temps dégagé par la RTT. Le questionnaire vise d'abord à déterminer les conditions pratiques de la négociation de l'accord RTT (et la façon dont les salariés ont été plus ou moins associés au processus) et à mesurer la réalité de la RTT, avant de rentrer dans le détail des changements intervenus, à différentes échelles temporelles, au niveau des horaires de travail, des conditions de travail, de la vie familiale, des tâches domestiques, des loisirs et de la rémunération. Le questionnaire se terminait par une question dite de bilan, censée faire la synthèse des différents éléments qui ont été passés en revue par le salarié et qui concerne conjointement la vie au travail et la vie « hors travail » : « globalement, diriez-vous que les effets de la RTT sur votre vie quotidienne (aussi bien au travail qu'en dehors du travail) ont été plutôt : 1. Dans le sens d'une amélioration ; 2. Dans le sens d'une dégradation ; 3. Cela n'a rien changé ». Ce sont les réponses à cette question qui indiquent la satisfaction ou l'insatisfaction apportée par la RTT. Cette question est considérée comme conduisant le salarié à indiquer la satisfaction (ou l'insatisfaction) globalement induite par la RTT via les changements intervenus dans sa vie au travail et dans sa vie « hors travail ».

Les principaux résultats généraux de l'exploitation de cette enquête par tris croisés ont fait l'objet de diverses présentations (Estrade, Méda et Orain, 2001 ; Estrade et Méda, 2002 ; Estrade et Ulrich, 2002 ; Méda et Delteil, 2002 ; Méda et Orain, 2002) et ne sont que brièvement résumés ici.

### Une modification des rythmes et des usages du temps

Du point de vue des conséquences financières du passage à la RTT, 12 % des salariés ont connu une baisse de leur salaire, 56 % un gel ou une modération de leur rémunération et le passage n'a entraîné aucun impact sur la rémunération pour 32 % d'entre eux.

Si elle n'a pas bouleversé l'organisation des horaires journaliers, la RTT a entraîné une modification des rythmes et des usages du temps sur la semaine, voire sur des périodes plus longues, notamment parce que les modalités de RTT les plus fréquentes ont été la possibilité de disposer de demi-journées ou journées de manière régulière (36 % des salariés), des jours de congé ou jours RTT supplémentaires (35 %) et la modulation (20 %), le raccourcissement de l'horaire quotidien ne concernant que moins d'un quart des salariés.

Les usages principaux du temps dégagé par la RTT sont le bricolage et le jardinage, le repos et le temps passé avec les enfants (les hommes avec enfants de moins de douze ans sont 52 % à déclarer passer plus de temps avec leurs enfants depuis la RTT et les femmes avec enfants de moins de douze ans 63 %, les parents d'enfants de moins de douze ans étant aussi 37 % à déclarer que la conciliation de la vie professionnelle et de la vie familiale s'est améliorée depuis la RTT). En revanche, la RTT n'a pas remis en cause la division traditionnelle des rôles dans le couple et la prise en charge principalement par les femmes des tâches domestiques, même si celles-ci sont réalisées à des moments permettant de libérer davantage le week-end de ces tâches.

7. Les chiffres et pourcentages présentés dans cette partie, issus des premiers résultats généraux de l'enquête, ne sont pas directement comparables avec ceux du tableau B en annexe 1 (dénombrement des modalités de réponses aux questions constituant les variables explicatives de l'analyse). Cependant, il n'apparaît pas d'incohérence notable entre ces deux sources d'information. Les écarts pouvant toutefois subsister proviennent des différences au niveau de la construction des variables retenues selon les études, elles-mêmes dépendantes des typologies et concepts arrêtés par les auteurs.

## En moyenne, un sentiment d'amélioration de la vie quotidienne...

Un certain nombre de tris croisés ont été aussi consacrés à la caractérisation et aux facteurs associés aux réponses données à la question concernant l'amélioration (ou la dégradation) de la vie quotidienne, à la suite d'une RTT, notamment dans Estrade, Méda et Orain (2001) et Méda et Orain (2002). Ils visent, notamment, à mettre en évidence dans quelle mesure les réponses étaient différentes selon la catégorie professionnelle, le sexe, la configuration familiale des salariés, le dispositif de RTT, les modalités concrètes de négociation et d'application de l'accord, leur rémunération, l'effectivité et l'usage d'un surcroît de temps non travaillé.

Le sentiment d'amélioration de la vie quotidienne est, en moyenne, plutôt positif puisque 59 % des salariés répondent que les effets de la RTT sur leur vie quotidienne ont plutôt été « dans le sens d'une amélioration », 13 % plutôt « dans le sens d'une dégradation », 28 % considérant que « cela n'a rien changé » (cf. tableau 1). Cette moyenne recouvre cependant de fortes disparités, la perception d'une amélioration est, par exemple, nettement plus fréquente pour les femmes ayant à charge un enfant de moins de 12 ans (cf. tableau 2). Méda et Orain (2002) ont avancé l'hypothèse que si les femmes travaillant à temps complet ayant des enfants de moins de douze ans et *a fortiori* de moins de trois ans étaient plus satisfaites de la RTT que la moyenne des salariés (71 %

Tableau 1  
Sentiment d'une amélioration ou d'une dégradation consécutive à la RTT selon le sexe et la CS  
En %

		Globalement, diriez-vous que les effets de la RTT sur votre vie quotidienne, aussi bien au travail qu'en dehors du travail ont été...		
Sexe de l'enquêté(e)	Catégorie professionnelle de l'enquêté(e)	... plutôt dans le sens d'une amélioration ?	... plutôt dans le sens d'une dégradation ?	Cela n'a rien changé
Homme	Ensemble dont :	58,4	12,7	28,9
	Cadre	64,9	6,7	28,4
	Profession intermédiaire	57,3	13,4	29,3
	Employé ou ouvrier qualifié	56,5	14,3	29,2
	Employé ou ouvrier non qualifié	57,2	15,4	27,4
Femme	Ensemble dont :	61,0	13,0	26,0
	Cadre	72,5	8,0	19,5
	Profession intermédiaire	73,3	7,4	19,3
	Employée ou ouvrière qualifiée	60,4	14,0	25,6
	Employée ou ouvrière non qualifiée	40,2	20,3	39,5
<b>Ensemble</b>		<b>59,2</b>	<b>12,8</b>	<b>28,0</b>

Lecture : 64,9 % des cadres de sexe masculin ont constaté une amélioration de leur vie quotidienne depuis la mise en œuvre de la RTT.  
Source des données de base : enquête RTT et Modes de vie, Dares.

Tableau 2  
Sentiment d'une amélioration ou d'une dégradation consécutive à la RTT selon le type de foyer  
En %

Type de foyer	Globalement, diriez-vous que les effets de la RTT sur votre vie quotidienne, aussi bien au travail qu'en dehors du travail ont été...		
	... plutôt dans le sens d'une amélioration	... plutôt dans le sens d'une dégradation	Cela n'a rien changé
Ensemble de la population enquêtée	59,2	12,8	28,0
Sous-populations des foyers avec enfant de moins de 12 ans dont :	62,7	9,8	27,5
Femme avec enfant de moins de 12 ans	71,0	4,8	24,2
Homme avec enfant de moins de 12 ans	60,0	11,4	28,6

Lecture : 71 % des femmes avec enfant de moins de 12 ans ont constaté une amélioration de leur vie quotidienne depuis la mise en œuvre de la RTT.  
Source des données de base : enquête RTT et Modes de vie, Dares.

contre 59 %), c'est sans doute parce que, ayant à combiner travail à temps plein et prise en charge des tâches familiales et domestiques, elles ressentaient plus que la moyenne des salariés la pression du temps ou le sentiment d'en manquer (ce que confirment les données puisque 57 % des femmes de l'échantillon avec enfants de moins de douze ans déclarent qu'elles avaient l'impression de manquer souvent ou toujours de temps avant la RTT, alors que la moyenne des personnes interrogées est de 39 %) et ressentaient sans doute, plus que les autres, la nécessité de disposer de plus de temps.

### **... mais un bilan plus nuancé sur les conditions de travail**

Si le sentiment d'amélioration, synthèse des effets ressentis sur la vie au travail et en dehors du travail, est positif, le bilan concernant les conditions de travail est plus nuancé puisqu'un petit quart des salariés seulement déclarent avoir connu une amélioration de celles-ci, un gros quart une dégradation, alors que 46 % trouvent la situation inchangée. L'intensification du travail et l'exigence accrue de polyvalence (près d'un salarié sur deux) vont de pair avec le sentiment d'une dégradation des conditions de travail, même si ceux qui ressentent le plus cette intensification sont des professions intermédiaires et des cadres dont le jugement sur l'évolution des conditions de travail est plus positif que les autres catégories.

Le sentiment d'amélioration de la vie quotidienne est plus fréquent chez les cadres que chez les employés et ouvriers non qualifiés (8) et cette fréquence est croissante avec le diplôme, le revenu, le caractère urbain de l'habitat et la présence dans le foyer d'enfants de moins de douze ans. Il est également plus fréquent dans les entreprises de 0 à 49 salariés que dans les autres, ainsi que dans les secteurs caractérisés par une organisation du temps de travail régulière.

Ce sentiment d'amélioration est aussi lié au « régime » sous lequel l'accord de RTT a été passé, la satisfaction la plus fréquente étant associée à des accords passés avec des aides incitatives de l'État et le sentiment de dégradation plus fréquent dans les accords sans aide incitative. Ainsi, 65 % des salariés se trouvant dans des entreprises ayant réduit leur durée du travail dans le cadre du dispositif incitatif « Aubry 1 » font état d'une amélioration de leur vie quotidienne, alors que 43 % des salariés tra-

vaillant dans des entreprises ayant réduit le temps de travail sans aide incitative considèrent que la RTT n'a eu aucun effet sur leur vie quotidienne. Cela peut s'expliquer par le fait que, pour obtenir les aides, les entreprises devaient présenter des accords respectant un certain nombre de conditions, portant notamment sur le maintien du mode de décompte du temps de travail (pauses identiques par exemple) et des créations d'emplois.

Le sentiment d'amélioration est également plus fréquent lorsque les salariés ont été consultés, lorsque leurs contraintes personnelles ont été prises en compte et lorsque les termes de l'accord sur la durée effective du travail ont été respectés : un quart des salariés fait état d'une durée du travail effective supérieure à celle prévue dans l'accord, un salarié sur dix bénéficiant – au moins partiellement – d'une compensation en repos, tandis que le paiement du dépassement d'horaire en heures supplémentaires est marginal. Le dépassement de la durée prévue est majoritaire chez les cadres, le plus souvent sans compensation. Pour toutes les catégories socio-professionnelles, le sentiment global d'une amélioration est moins répandu lorsque la durée effective dépasse celle prévue dans l'accord. Cependant, cette corrélation est plus sensible chez les non-qualifiés que chez les cadres. Chez ces derniers, le dépassement des horaires était déjà fréquent avant la RTT.

La fréquence du sentiment d'amélioration est croissante avec l'augmentation des effectifs dans l'unité de travail (service, atelier, ligne de production) et diffère selon les conséquences salariales de l'accord : quand il y a baisse de la rémunération, le bilan global est plus négatif, même si cette baisse a fréquemment eu lieu en contrepartie de licenciements évités. L'impact du gel des salaires sur la vie quotidienne est, en revanche, plus neutre.

Le sentiment d'amélioration est aussi lié aux modalités d'application de la RTT. Les salariés faisant état d'un sentiment global d'amélioration de leurs conditions de vie quotidienne (au travail et en dehors) sont ceux qui ont bénéficié d'une demi-journée ou d'une journée à prendre régulièrement, ou de jours de congés supplémentaires. Les salariés dont le temps de travail est modulé font moins état d'une amélioration de leurs conditions de vie et de travail. En

8. Le contenu des catégories « qualifiés » et « non-qualifiés » est donné dans l'annexe 1.

effet, dans le cas des accords de modulation, les périodes basses peuvent inclure des jours de RTT déterminés par l'employeur.

La fréquence de la satisfaction globale est enfin croissante avec la perception d'une amélioration des conditions de travail, comme avec la possibilité d'avoir plus d'activités « hors travail » depuis la RTT. Et ce sentiment d'amélioration est plus fréquent quand les salariés indiquaient qu'ils avaient le sentiment de manquer de temps avant la RTT.

Ces résultats généraux ont été obtenus par des tris croisés et peuvent, pour certains d'entre eux, refléter des simultanités sans réelle relation de cause à effet. Les tris croisés ont pour principal défaut de mêler les « effets propres » d'une dimension et les « effets indirects » d'autres variables. L'approche toutes choses égales par ailleurs remédie à cet inconvénient.

## Une analyse toutes choses égales par ailleurs de la satisfaction des salariés

L'estimation de modèles logistiques permet de caractériser la relation statistique, toutes choses égales par ailleurs, entre de nombreuses variables et la variable d'intérêt, ici la satisfaction que les salariés trouvent *a posteriori* à l'égard de la RTT mise en œuvre au moins un an plus tôt (9). Ces estimations ne visent pas à appréhender des comportements moyens comme cela a été fait précédemment. Pour cette raison, les estimations sont réalisées sur l'échantillon brut de l'enquête hors redressements (10) (cf. annexe 2).

Dans ces estimations logistiques, la variable expliquée se rapporte à la satisfaction que les salariés trouvent ou non à la RTT. C'est ici la réponse à la question de bilan du questionnaire sur la satisfaction globale citée plus haut. La formulation assez générale de cette question permet de prendre en compte avec recul les diverses dimensions de la satisfaction tirée par les salariés du processus de RTT qu'ils ont connu (11).

### Cinq ensembles de variables explicatives

Les variables explicatives retenues sont décomposées en cinq ensembles regroupant :

1. Des variables d'état concernant *le salarié* (sexe et présence d'enfant(s), âge, catégorie professionnelle, etc.) et l'entreprise (nombre de salariés) ;

2. Des variables caractérisant *l'accord de RTT* : RTT aidée ou non, dispositif « Robien » ou « Aubry 1 », consultation ou non des salariés et par qui, avant l'accord de RTT ;

3. Des variables caractérisant *les modifications induites par la RTT pour le salarié interrogé*. Ces variables concernent les modalités d'application de la RTT (journées plus courtes, demi-journées ou journées RTT, etc.), la variabilité et la visibilité des horaires, l'autonomie dans les horaires de travail, l'atypicité des horaires de travail, les conditions de travail, l'impact de la RTT sur la rémunération, etc.

4. Des variables caractérisant *l'usage par les salariés du temps dégagé par la RTT* : temps passé en famille, activités domestiques, repos, loisirs, etc.

5. Des variables correspondant à *des questions plus « subjectives »* concernant la période précédant la RTT. Ces variables caractérisent l'idée que les salariés avaient, avant l'application de la RTT, de l'utilisation du temps libre qui en découlerait et l'impression de manquer ou non de temps. Pour autant, les réponses aux questions correspondantes sont une reconstitution, par les salariés, de l'idée qu'ils se faisaient de la RTT avant qu'elle ne les concerne personnellement, c'est-à-dire au moins un an avant l'enquête. Outre les éléments d'oubli de leurs véritables idées préalables à la RTT, ce qu'ils en expriment *a posteriori* peut être influencé par la pratique même, assez longue de surcroît, de cette RTT. Il convient donc d'être particulièrement prudent dans l'analyse des résultats obtenus sur ces variables.

Dans les estimations réalisées pour chaque variable explicative, l'une des modalités est retenue comme référence à laquelle s'oppose(nt) l'autre (ou les autres). Pour les variables explicatives pouvant prendre diverses modalités (par exemple la catégorie professionnelle), l'une des modalités extrêmes, généralement la

9. L'annexe 2 fournit quelques indications résumées concernant les principes généraux des estimations logistiques.

10. Lollivier, Marpsat et Verger (1996, p. 49) soulignent d'ailleurs que « lorsque les poids sont peu dispersés, les résultats des régressions pondérées et non pondérées au niveau des coefficients sont peu différents et le choix est donc de peu d'importance ».

11. L'annexe 1 donne un dénombrement des diverses modalités de réponses à cette question.

plus faible (ici l'absence de diplôme), est retenue comme la référence à laquelle s'oppose chacune des autres modalités. Enfin, pour les variables pouvant être renseignées de façon continue (par exemple le revenu mensuel du ménage), diverses modalités regroupant des intervalles de réponses possibles ont été construites de façon empirique, la modalité de référence retenue étant également l'une des modalités extrêmes, généralement la plus faible (ici moins de 10 000 francs de revenu mensuel).

Certaines variables explicatives initialement utilisées ont été écartées dans les estimations finalement retenues, car elles n'interviennent jamais de façon significative. Il en est ainsi, par exemple, du secteur de l'entreprise employant le salarié interrogé, du contrôle ou non des horaires de travail, des modifications éventuelles dans le calendrier d'accomplissement des activités domestiques et du degré de commodité des horaires de travail. *A contrario*, d'autres variables explicatives tirées de l'enquête auraient également pu être retenues dans l'analyse. Cependant, compte tenu de leurs diverses modalités possibles, celles qui ont été choisies correspondent déjà, quand elles sont toutes présentes, à plus de 80 variables explicatives binaires dans les estimations logistiques. Le choix de celles retenues a été réalisé soit en fonction d'une logique habituelle aux estimations sur échantillon d'individus (pour les variables d'état par exemple), soit en visant à couvrir les différents domaines pour lesquelles des analyses antérieures avaient mis en valeur certaines influences, soit en fonction de premiers résultats d'estimations obtenus. Par ailleurs, le commentaire qui suit est parfois volontairement prudent pour dégager l'effet de certaines variables explicatives pouvant être liées à d'autres. Un exemple en est fourni par les trois variables de revenu mensuel, de diplôme et de catégorie professionnelle – fortement corrélées – et dont les effets doivent, en conséquence, être appréciés globalement plutôt qu'individuellement comme l'effet de la catégorie sociale du salarié.

### **Estimer globalement la satisfaction ou l'insatisfaction des salariés**

Les estimations réalisées cherchent à expliquer par quels aspects et quels changements la RTT apporte globalement une satisfaction ou une insatisfaction aux salariés interrogés. Cet effet de la RTT résulte ici d'une agrégation de multiples micro-dimensions, prises en compte par un vaste ensemble de variables explicatives. Cer-

taines de ces variables sont indépendantes de la RTT (variables d'état ou variables caractérisant l'accord de RTT par exemple) tandis que d'autres résultent d'un « libre choix » associé à la RTT (usage du temps « libéré » par exemple). Une approche plus structurelle que celle retenue aurait consisté à « expliquer » l'expression concrète de ces « libres choix » associés à la RTT par des variables indépendantes de cette dernière, pour caractériser plus explicitement la fonction d'utilité du salarié, cette fonction articulant des éléments ressortant tant de la sphère du travail que de la sphère « hors travail », les deux étant affectées par la RTT. Ici, l'objectif est plus réduit et se limite à caractériser les facteurs influençant positivement ou négativement la satisfaction globale apportée au salarié par la RTT. Le risque de non-exogénéité de certaines variables prises en compte est bien réel, par exemple pour celles concernant les usages du temps « libéré », et les commentaires proposés sont, en conséquence, prudents. Pour autant, l'ajout successif des différents ensembles de variables explicatives a permis de s'assurer d'une certaine robustesse des résultats et de mettre en évidence plus précisément les instabilités – ou leur manque de robustesse – pour en proposer une interprétation spécifique.

Les estimations logistiques ont été réalisées de façon dichotomique, en opposant pour la variable expliquée l'amélioration à l'absence de changement et à la dégradation, ou bien en opposant l'amélioration et l'absence de changement à la dégradation. Elles ont aussi été réalisées de façon polytomique ordonnée ou non ordonnée, en distinguant les trois modalités de réponse à la question concernant la variable expliquée. Les résultats obtenus avec ces diverses options de traitement de la variable expliquée sont très proches et cohérents entre eux.

Par ailleurs, pour chacune des différentes options de traitement de la variable expliquée, les estimations logistiques ont été réalisées en ajoutant successivement chacun des cinq ensembles de variables explicatives présentés plus haut afin de s'assurer de la robustesse des résultats obtenus vis-à-vis des relations éventuelles entre ces différents ensembles de variables explicatives. De fait, les cas de changements significatifs du coefficient d'une variable d'un ensemble lors de l'ajout d'un autre ensemble de variables sont rares et seront commentés. Les résultats obtenus apparaissent donc globalement robustes au nombre d'ensemble de variables explicatives.

De nombreuses variables paraissent influencer la satisfaction tirée par les salariés de la RTT (12). Rigoureusement, l'analyse réalisée permet de caractériser une relation statistique « toutes choses égales par ailleurs » entre diverses variables et la fréquence de satisfaction apportée aux salariés par la RTT. Par commodité, on écrit par la suite indifféremment que la satisfaction est plus forte ou plus fréquente, ou à l'inverse qu'elle est plus faible ou moins fréquente, pour telle(s) ou telle(s) modalité(s) d'une variable explicative.

### Les variables d'état du salarié

Concernant les variables d'état du salarié, la satisfaction serait plus fréquente quand le salarié interrogé est une femme (ici travaillant à temps complet) ayant à charge un enfant de moins de 12 ans (cf. tableau 3). Dans les premières estimations réalisées, le sexe et la présence d'enfants constituaient des variables distinctes dont aucune des modalités n'influait significativement la satisfaction du salarié interrogé. Ainsi, globalement, les femmes et les hommes ne se distinguent pas – toutes choses égales par ailleurs – par une fréquence de satisfaction différente. De même, la présence d'enfant(s) n'influence pas – toutes choses égales par ailleurs – significativement la satisfaction du salarié (13). Mais le croisement des modalités de ces deux variables (sexe et présence d'enfant) permet de dégager des facteurs de satisfaction statistiquement significatifs (14). Ainsi, en croisant le sexe et la présence ou non d'enfant(s) de moins de 12 ans, les femmes ayant à charge un enfant de moins de 12 ans sont significativement plus souvent satisfaites de la RTT – toutes choses égales par ailleurs – que les trois autres catégories entre lesquelles la fréquence de satisfaction n'est pas significativement différente. Ce résultat, qui rejoint celui commenté par Méda et Orain (2002) sur la base de tris croisés, s'explique assez facilement par la division dans le couple de la charge du travail domestique occasionnée par la présence d'enfant(s). Les mères, assurant en général une plus forte part de cette charge que les pères, trouvent plus de satisfaction que ces derniers dans une RTT qui leur facilite la conciliation entre travail et activités familiales et domestiques.

La satisfaction serait moins fréquente quand le salarié a un conjoint que lorsqu'il n'en a pas. De fait, lorsque les estimations sont réalisées sur des variables explicatives n'incluant pas celles regroupées dans l'ensemble « usages du temps

dégagé par la RTT », la présence d'un conjoint n'est associée à une plus faible fréquence de satisfaction que dans le cas où le conjoint travaille à temps complet, et plus particulièrement lorsqu'il connaît une RTT avec modulation (ce résultat est commenté *infra* de façon plus détaillée avec l'analyse des variables d'usage du temps).

En revanche, la satisfaction serait croissante avec la catégorie sociale du salarié, appréciée simultanément par le niveau de diplôme, la catégorie professionnelle et le revenu mensuel. Cette influence de la catégorie sociale du salarié est indépendante de l'impact de la RTT sur sa rémunération ou sur les conditions de travail, ces aspects étant pris en compte par d'autres variables spécifiques. Elle signifie ici que – toutes choses égales par ailleurs – le gain de temps libre et les nouvelles occupations rendues possibles par la RTT procurent d'autant plus de satisfaction au salarié que sa catégorie sociale est élevée, ce qui peut recouvrir de nombreuses dimensions culturelles.

Elle serait également croissante avec le caractère urbain de l'habitat, peut-être en raison des utilisations possibles du temps libéré souvent plus nombreuses dans les plus grandes agglomérations. En revanche, elle serait indépendante de son temps de transport ainsi que du secteur d'activité et des effectifs de l'entreprise qui l'emploie. Que la satisfaction soit indépendante de la présence et du nombre d'enfant(s) n'empêche pas, on le verra plus loin, qu'elle soit plus élevée quand une partie du temps dégagé par la RTT est passé en famille.

### Les variables caractérisant l'accord RTT

La satisfaction serait plus fréquente dans le cas où l'accord de RTT a donné lieu à une aide incitative, quel que soit le dispositif (« Robien » ou « Aubry 1 », défensif ou offensif) (cf. tableau 3).

12. Les résultats détaillés des diverses estimations réalisées sont présentés en annexe 2.

13. Le fait que les variables non croisées ne ressortent pas significativement – alors que les femmes ayant à charge un enfant de 12 ans sont plus souvent satisfaites de la RTT que les autres croisements de ces deux variables (sexe et présence d'enfant(s)) – s'explique statistiquement par le faible nombre de salariées concernées : moins de 10 % de l'échantillon global (cf. tableau A en annexe 1). Signalons que le fait de croiser les deux variables sexe et présence d'enfant(s) ne modifie que très marginalement les coefficients (et leur significativité) des modalités des autres variables.

14. C'est à une remarque de Matthieu Bunel, que nous tenons à remercier, que nous devons d'avoir croisé ces variables pour dégager ainsi l'effet significatif ici mentionné.

Cela est à mettre en rapport avec le fait que les entreprises demandant l'aide de l'État devaient respecter strictement un certain nombre de conditions comme de ne pas changer le mode de décompte du temps de travail (les pauses par exemple).

Elle serait aussi plus fréquente lorsque l'accord de RTT a donné lieu à une consultation, via la direction de l'entreprise ou via un groupe de travail. Ce résultat n'est cependant pas robuste : la consultation par la direction ou par un groupe de travail n'apparaît plus significative dès lors que sont également intégrés comme facteurs explicatifs de la satisfaction des salariés, respectivement les modifications induites par la RTT et les usages du temps dégagé par la RTT. La fréquence de satisfaction n'apparaît jamais statistiquement liée à l'existence d'une consultation par les syndicats ou par les élus du personnel.

### **Les variables concernant les modifications induites par la RTT**

La satisfaction serait plus fréquente lorsqu'une (ou plusieurs) modalités de RTT est clairement identifiée (retenue) parmi les modalités suivantes : journées de travail plus courtes, demi-journées ou journées RTT non travaillées, modulation/annualisation (cf. tableau 3). En revanche, la satisfaction ne serait pas significativement influencée par le fait que la RTT prenne la forme de compte épargne-temps, capital temps ou compensation.

Elle serait croissante avec la visibilité des horaires de travail mais décroissante avec la variabilité des horaires. Elle serait également croissante avec l'évolution de la visibilité induite par la mise en œuvre de la RTT (15) et avec l'autonomie du salarié dans la pratique des horaires de travail mais non significativement en relation avec l'augmentation de cette autonomie.

Moins fréquente lorsque les horaires de travail sont atypiques, tout particulièrement pour la plage horaire allant de 20 heures à 5 heures et, à moindre titre, de 5 heures à 7 heures, elle serait, par contre, indépendante des horaires de travail entre 18 heures et 20 heures. La satisfaction serait également plus faible lorsque l'atypicité des horaires a augmenté avec l'application de la RTT mais plus fréquente lorsque les horaires de travail correspondent à ceux prévus dans l'accord RTT que lorsqu'ils n'y correspondent pas.

La satisfaction serait aussi moins fréquente lorsque les objectifs de travail ont augmenté à la suite de la RTT. Par contre, elle serait indépendante d'un éventuel raccourcissement des délais de réalisation des objectifs et d'autant moins fréquente que l'impact de la RTT est défavorable sur la rémunération.

Les modalités concrètes de la RTT pourraient, de façon alternative à la démarche retenue ici, être considérées comme davantage liées à l'accord de RTT qu'aux modifications induites par la RTT. Par ailleurs, certains des changements induits par la RTT concernant la visibilité, la variabilité et l'atypicité des horaires ou l'autonomie du salarié peuvent ne pas être indépendants des modalités pratiques d'application de la RTT, ce qui peut affecter les relations statistiques dégagées entre les variables de changements induits par la RTT et la fréquence de satisfaction apportée par la RTT. Aussi, des estimations complémentaires ont été réalisées, traitant les modalités concrètes de la RTT dans la « couche » de variables caractérisant l'accord de RTT (et non plus dans la couche des modifications induites par la RTT). Les résultats de ces estimations subsidiaires – non présentés dans cet article mais disponibles sur simple demande auprès des auteurs – ne diffèrent que marginalement de ceux obtenus par les estimations initiales, ce qui conforte l'analyse.

### **Les variables d'usage du temps dégagé par la RTT**

La satisfaction serait plus fréquente quand tout ou une partie de ce temps est consacré à la famille, aux activités domestiques, à se reposer ou encore à une autre (ou d'autres) activité(s) de loisirs, mais indépendante du fait de passer plus de temps à des activités de bricolage ou de jardinage (cf. tableau 3).

On a signalé plus haut que la relation statistique dégagée entre la fréquence de satisfaction et l'existence d'un conjoint est sensible à la pré-

---

15. Pour caractériser les modifications induites par la RTT, un certain nombre de variables synthétiques ont été construites. Les dimensions concernant le caractère régulier ou non des horaires de travail depuis la RTT et la capacité du salarié à connaître ceux-ci à l'avance sont appréhendés par une variable qui rend compte à la fois du caractère régulier, alternant ou variable des horaires de travail actuels du salarié et, lorsqu'ils sont variables, du délai avec lequel ils sont connus (juste pour la semaine à venir, entre une semaine et un mois à l'avance, au moins un mois à l'avance). Une autre variable indique la manière dont le délai avec lequel le salarié connaît ses horaires de travail a ou non changé depuis la RTT.

Tableau 3  
**Amélioration de la vie quotidienne du fait de la réduction du temps de travail  
(résultats résumés des estimations logistiques)**

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
<b>Variables d'état</b>					
Sexe féminin et enfant à charge de moins de 12 ans	+	+	+	+	+
Âge					
Présence d'un conjoint	(-)	(-)	(-)	-	-
Diplôme	+	+			
Catégorie professionnelle					
Revenu mensuel du ménage	+	+	+	+	+
Habitat urbain	+	+	+	(+)	(+)
Temps de transport					
Effectif de l'entreprise					
<b>Variables caractérisant l'accord RTT</b>					
Accord RTT avec aide incitative		+	+	+	+
Consultation...					
- par la direction, l'encadrement intermédiaire		(+)			
- par un groupe de travail		+	+		
<b>Modifications induites par la RTT</b>					
Modalités de la RTT					
- Journées de travail plus courtes			+	+	+
- Demi-journée ou jour non travaillé chaque semaine, tous les 15 jours ou tous les mois			+	(+)	(+)
- Jours RTT			(+)		
- Compte épargne-temps, capital temps, compensation			+	+	+
- Modulation/annualisation			+	(+)	(+)
Visibilité et faible variabilité des horaires de travail			+	+	+
Augmentation de la visibilité depuis la RTT			+	+	+
Autonomie dans les horaires de travail			+	+	+
Augmentation de l'autonomie depuis la RTT					
Atypicité des horaires de travail : travail entre...					
- 18 et 20 heures				(-)	(-)
- 5 et 7 heures				-	(-)
- 20 et 5 heures			-	-	(-)
Augmentation de l'atypicité des horaires de travail			(-)	(-)	(-)
La durée effective du travail correspond à celle prévue dans l'accord			+	+	+
Conditions de travail					
- Délais raccourcis				-	-
- Objectifs augmentés				-	-
Effet défavorable sur la rémunération			(-)	-	-
<b>Usages du temps dégagé par la RTT</b>					
Passer plus de temps avec sa famille				+	+
Passer plus de temps aux activités domestiques, dont :					
- Jardinage ou bricolage				(+)	
- Autres activités domestiques				+	+
Consacrer plus de temps aux loisirs, dont :					
- Repos				+	+
- Au moins une autre activité de loisir				+	+
<b>Questions « subjectives » concernant la période précédant la RTT</b>					
Utilisation du temps : avait réfléchi,					
- Mais n'a pas utilisé le temps comme souhaité					-
- A utilisé le temps comme souhaité					+
Impression de manquer de temps					+

Des détails sur le modèle logit sont disponibles en annexe 2.

Ce tableau résume les résultats d'estimations des modèles logistiques (dichotomiques et polytomique) expliquant le sentiment, après une RTT, d'une amélioration, d'une absence de changement ou d'une détérioration de la vie quotidienne. Le nombre de salariés de l'échantillon est de 1 618. Les résultats détaillés de ces estimations sont fournis dans les tableaux A, B et C de l'annexe 2.

Les 5 modèles se distinguent par un nombre croissant de variables explicatives retenues. Ainsi, les variables explicatives retenues sont : dans le modèle 1, les seules variables d'état ; dans le modèle 2, les variables explicatives du modèle 1 et les variables caractérisant l'accord ; dans le modèle 3, les variables explicatives du modèle 2 et les variables indiquant les modifications induites par la RTT ; dans le modèle 4, les variables explicatives du modèle 3 et les variables indiquant les usages du temps dégagé par la RTT ; dans le modèle 5, les variables explicatives du modèle 4 et les variables de réponses aux questions « subjectives » concernant la période précédant l'accord.

Les signes + et - indiquent l'existence d'effets significatifs, respectivement positifs ou négatifs. Le seuil de significativité retenu est 5 %, mais les coefficients proches (à un seuil compris entre 5 % et 10 %) sont cependant fournis entre parenthèses.

Lecture : pour les modèles 3, 4 et 5 la fréquence du sentiment d'une amélioration de la vie quotidienne après une RTT serait, toutes choses égales par ailleurs, d'autant plus forte que la durée effective du travail correspond à celle qui était prévue dans l'accord.

Source des données de base : enquête RTT et Mode de vie, Dares.

sence, parmi les variables explicatives, de celles caractérisant l'usage du temps dégagé par la RTT. Cela témoigne d'une relation statistique entre la présence et l'occupation du conjoint et ces usages du temps dégagé. Cette relation concerne plus particulièrement les utilisations du temps « libéré » par la RTT avec sa famille ou à des activités domestiques (cf. tableau 4). Elle est moins significative pour les autres utilisations (repos ou loisirs). Ainsi, très logiquement, l'absence de conjoint s'accompagne d'une faible proportion de salariés utilisant avec leur famille le temps libéré par la RTT. Cette relation partielle entre les deux ensembles de variables explique que la prise en compte des variables caractérisant l'utilisation du temps « libéré » par la RTT affecte les écarts de fréquences de satisfaction des salariés selon la présence ou non d'un conjoint. Il faut donc commenter conjointement ces deux ensembles de variables. Au-delà, il reste cependant à interpréter pourquoi, lorsque l'ensemble de variables explicatives concernant les usages du temps est ajouté à la liste des variables explicatives, la présence d'un conjoint aboutit toujours à une fréquence de satisfaction plus faible des salariés, chacune des occupations possibles du temps dégagé par la RTT augmentant cependant cette fréquence. Une interprétation possible – parmi d'autres – de cette interaction serait que la présence d'un conjoint réduit l'autonomie du salarié dans le choix des occupations du temps dégagé par la RTT.

Enfin, en ce qui concerne les questions plus « subjectives » concernant la période précédant la RTT, la satisfaction serait d'autant plus fréquente que le salarié avait réfléchi avant son application à l'usage du temps qui serait dégagé par la RTT. Elle serait également d'autant plus fréquente s'il a pu utiliser ce temps comme il l'envisageait et s'il avait le sentiment de manquer de temps (cf. tableau 3).

Au total, l'approche « toutes choses égales par ailleurs » adoptée permet donc d'approfondir l'analyse en dégageant, de façon plus robuste que les premiers résultats de tris croisés commentés auparavant, les facteurs associés à la satisfaction que la RTT peut apporter aux salariés et de pouvoir mettre en perspective ces résultats avec ceux d'autres approches.

## Une comparaison avec les résultats d'autres analyses

**A** l'heure actuelle, très peu d'analyses « toutes choses égales par ailleurs » ont été réalisées sur la satisfaction des salariés vis-à-vis d'une RTT déjà mise en œuvre. Les analyses les plus comparables sont celles de Doisneau (2000) et Cette et Diev (2002) réalisées sur une enquête menée en 1999 par l'institut Louis Harris auprès d'environ 500 salariés ayant connu une RTT depuis au moins un an. L'étude de Doisneau (2000) ne procède pas de la même manière, puisqu'elle repose d'abord sur le résultat d'une classification ascendante hiérarchique

Tableau 4  
Utilisation du temps « libéré » par la RTT selon l'occupation du conjoint

En %

Occupation du conjoint	Cette utilisation consiste à passer plus de temps...									
	... avec sa famille		... à une activité domestique de semi-loisir (jardinage / bricolage)		... à au moins une autre activité domestique que le jardinage / bricolage		... à se reposer		... à au moins une autre activité de loisir que le repos	
	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui
Pas de conjoint	87,3	12,7	99,7	0,3	99,3	0,7	64,0	36,0	43,8	56,2
Le conjoint ne travaille pas	33,6	66,4	79,9	20,1	88,1	11,9	64,3	35,7	45,9	54,1
Le conjoint travaille à temps partiel	36,6	63,4	70,5	29,5	79,8	20,2	70,5	29,5	48,1	51,9
Le conjoint travaille à temps complet	45,2	54,8	80,8	19,2	79,6	20,4	64,0	36,0	47,5	52,5
<b>Ensemble</b>	<b>50,1</b>	<b>49,9</b>	<b>82,9</b>	<b>17,1</b>	<b>84,6</b>	<b>15,4</b>	<b>64,7</b>	<b>35,3</b>	<b>46,7</b>	<b>53,3</b>

Lecture : parmi les salariés ayant un conjoint travaillant à temps complet, 54,8 % ont déclaré avoir passé plus de temps avec leur famille depuis la RTT. Plusieurs utilisations du temps libéré par la RTT sont possibles.  
Source des données de base : enquête RTT et Modes de vie, Dares.

sur les réponses aux questions concernant la satisfaction des salariés, pour expliquer ensuite, via des estimations logistiques, l'appartenance à chacun des six groupes ainsi constitués par un ensemble de variables. Les résultats obtenus sont, quand la comparaison est possible, tout à fait semblables à ceux présentés ici.

L'approche de Cette et Diev (2002) est plus facilement comparable puisqu'elle consiste aussi, en partie, en une analyse, via des estimations logistiques, de la satisfaction tirée de la RTT par les salariés. Pour autant, le nombre restreint d'observations (environ 500 salariés enquêtés) y a interdit la prise en compte d'un nombre élevé de variables explicatives. Mais il y apparaît, comme ici, que la satisfaction du salarié serait croissante avec sa situation sociale ainsi qu'avec la visibilité et l'autonomie dans les horaires de travail – ce dernier résultat étant très marqué, et décroissante avec l'existence d'un impact défavorable de la RTT sur la rémunération mensuelle. Les résultats présentés dans cet article sont donc cohérents avec ceux de ces précédentes études, mais plus complets compte tenu d'une enquête plus vaste (à la fois en termes de questions posées et du nombre de salariés interrogés).

#### **Des résultats *ex post* cohérents avec ceux des approches *ex ante***

Ces résultats sont aussi en parfaite cohérence avec ceux d'autres études également réalisées toutes choses égales par ailleurs à partir d'enquêtes mais avec une approche *ex ante*, c'est-à-dire concernant les attentes et représentations des salariés vis-à-vis d'une RTT qu'il leur est demandée d'envisager. Exploitant les réponses à une enquête réalisée en 1995 auprès de 10 000 salariés de la chimie, Boulin, Cette et Verger (1998a) aboutissaient ainsi à des enseignements comparables, s'agissant des attentes par rapport à une possible future RTT, que ceux concernant la satisfaction apportée par une RTT effectivement pratiquée au moins une année plus tôt. Ils montraient aussi que les attentes étaient statistiquement en forte relation avec l'appartenance ou la proximité syndicale des salariés, ce que la présente analyse ne peut confirmer concernant la satisfaction, les questions correspondantes n'étant pas posées dans l'enquête *RTT et Modes de vie*. Pour autant, on peut raisonnablement envisager que l'appartenance ou la proximité syndicale influencent davantage les représentations *ex ante* vis-à-vis d'une RTT envisagée que la satisfaction appor-

tée *ex post* (et appréciée avec recul) par une RTT effectivement pratiquée.

Cependant, ces résultats peuvent apparaître en décalage avec ceux d'autres enquêtes – de type monographique ou conduites sur des échantillons plus restreints et généralement exploitées par tris croisés – ou avec l'opinion, parfois véhiculée par les médias, selon laquelle la RTT aurait aggravé la situation des salariés en place, notamment des peu qualifiés, et que ses effets sur la vie quotidienne n'auraient donc pas été positifs. Un examen plus attentif permet de s'assurer de la cohérence des principaux résultats issus de ces enquêtes et de celle présentée ici, le décalage apparent provenant sans doute du choix du questionnement et de la grille de lecture utilisée pour l'exploitation.

L'étude réalisée par Pélisse (2002) à partir de six monographies et une cinquantaine d'entretiens met principalement en évidence que la perception des 35 heures par les salariés dépend fortement de la « qualité » des temps « libérés » par la RTT et notamment de la plus ou moins grande maîtrise des temps travaillés et non travaillés. Des salariés parviennent à maîtriser ces temps tandis que, pour d'autres, les contraintes et la flexibilité liées à la modulation sont fortes : « ... pour les salariés exprimant autonomie et reconnaissance dans leur travail, (...) l'application des trente cinq heures fait l'objet d'appréciations favorables (...). Les salariés les plus proches des formes d'intégration disqualifiées (incertitude envers l'emploi et insatisfaction dans le travail), ont le plus souvent un discours critique à l'égard des trente cinq heures ». Pélisse (2002) indique également que « ... elles (les ouvrières) se plaignent de ne pas avoir été associées aux négociations ou d'avoir été manipulées par les consultants et la direction, mais elles dénoncent surtout le surcroît de flexibilité exigé par les hiérarchies, qui traduit des contraintes temporelles fortes, une polyvalence imposée, destructrice de repères, et des formes de mépris envers leur personne ». Ces enseignements sont cohérents avec les résultats précédents qui montrent que la satisfaction apportée par la RTT est très liée à la fois à la situation sociale du salarié, à la prévisibilité et la maîtrise des horaires de travail et du temps « libéré » par la RTT, et à certaines formes de consultation des salariés concernés.

### **Apprécier les effets de la RTT à la fois sur les conditions de travail et sur la vie hors travail**

En revanche, deux éléments permettent d'expliquer l'apparent décalage entre les enseignements de l'enquête *RTT et Modes de vie* et ceux d'autres sources.

La plupart des enquêtes ont en effet principalement porté sur les transformations intervenues à la suite de la RTT sur les conditions de travail et toutes, y compris l'enquête *RTT et Modes de vie*, convergent pour mettre en évidence une assez forte dégradation de ces conditions de travail mêlant intensification et surcroît de flexibilité, deux effets qui ne concernent d'ailleurs pas les mêmes catégories. Selon l'enquête *RTT et Modes de vie*, le motif principal de dégradation des conditions de travail est l'intensification du travail (34 % des cas) et non l'aggravation de la flexibilité (10 %). Mais si, en moyenne, l'intensification du travail est plus souvent mise en avant comme motif principal de dégradation (ce sont proportionnellement les femmes et les hommes cadres ainsi que les hommes de professions intermédiaires qui s'en plaignent le plus), les femmes non qualifiées invoquent beaucoup plus que la moyenne les problèmes de flexibilité et d'imprévisibilité des horaires. Parmi les salariés ayant le sentiment que leur situation quotidienne s'est dégradée, 10 % invoquent la flexibilité comme motif principal, mais cette proportion s'élève à 28 % pour les femmes en horaires alternants ou dont les horaires sont devenus plus variables.

L'enquête *RTT et Modes de vie* présente la caractéristique d'avoir demandé aux salariés d'exprimer un jugement synthétique des effets de la RTT à la fois sur leurs conditions de travail et sur leur vie « hors travail », ce qui permet sans doute d'expliquer le décalage avec d'autres enquêtes qui n'exigeaient pas cette synthèse complexe. Ainsi, dans les réponses à l'enquête *RTT et Modes de vie*, on passe d'une proportion assez faible de salariés considérant que leurs conditions de travail se sont améliorées (26 %) à une forte majorité (59 %) de salariés considérant que, dans l'ensemble, l'effet de la RTT a plutôt été dans le sens d'une amélioration de la vie quotidienne, tout ayant été bien pesé. Les réponses à la question ouverte permettent d'ailleurs assez souvent de rencontrer des constructions comme : « ça a dégradé la qualité de travail, par contre j'ai une amélioration de ma qualité de vie personnelle ». L'exploitation des réponses à cette question ouverte met en évi-

dence que le sentiment d'amélioration est quasi exclusivement rapporté au domaine du « hors travail », cependant que celui de dégradation mentionne le seul domaine du travail (16).

### **Vers une meilleure conciliation entre vie professionnelle et vie familiale ?**

La grille de lecture utilisée pour exploiter l'enquête a aussi fait une large place, au-delà des variables d'état (âge, sexe, situation sociale, etc.) à la prise en compte conjointe du sexe et de la présence d'enfant(s) et à celle des attentes subjectives des personnes interrogées, démarche qui avait été peu empruntée par les analyses exploitant d'autres enquêtes et qui s'est révélée riche de sens.

Elle a en effet permis de caractériser un groupe de personnes ayant de fortes attentes vis-à-vis de la RTT (des salariés travaillant à temps complet ayant de jeunes enfants et donc souvent confrontés à un sentiment de manque de temps, plus particulièrement les femmes dans cette situation, étant donnée la répartition actuelle des rôles dans notre société). Ainsi, les personnes déclarant le plus fréquemment qu'elles manquaient de temps avant la RTT sont les salariés avec au moins un enfant de moins de 12 ans, les femmes (pour 57 % de celles dans cette situation) plus encore que les hommes (40 %). Ce manque de temps était principalement référé à la famille : 63 % des personnes qui avaient réfléchi à ce qu'elles feraient d'un surcroît de temps et 89 % des femmes avec enfants de moins de 12 ans dans la même situation déclaraient souhaiter consacrer ce surcroît de temps à leur famille. Et l'un des résultats importants de l'analyse présentée ici est bien de montrer que, toutes choses égales par ailleurs, les femmes avec au moins un enfant de moins de 12 ans seraient plus souvent satisfaites de la RTT que les autres salariés.

Un tel résultat vient compléter une lecture principalement centrée sur les catégories professionnelles et amène à en affiner les résultats. L'analyse par tris croisés avait mis en évidence que le jugement des salariés sur les effets de la RTT est très lié à la catégorie professionnelle, ou plus exactement au croisement de la catégorie professionnelle et du sexe : le niveau de satisfaction des hommes non qualifiés est proche (57 %) de celui de la moyenne (59%),

16. Cf. Defalvard et Méda (2003).

les femmes ouvrières ou employées non qualifiées se déclarant beaucoup moins satisfaites que la moyenne (40 %). Une analyse plus approfondie montre que ces femmes de l'échantillon ont moins d'enfants que les femmes cadres ou de professions intermédiaires, ce fait rejoignant les résultats d'autres enquêtes montrant que les femmes non qualifiées sont moins nombreuses que les autres à se maintenir sur le marché du travail lorsqu'elles ont des enfants. Les femmes ouvrières ou employées non qualifiées de l'échantillon, lorsqu'elles ont des enfants de moins de 12 ans, sont proportionnellement plus satisfaites que les autres femmes non qualifiées sans enfant.

Ainsi, prendre simultanément en considération le sexe et la présence d'enfants aboutit à des résultats différents d'une approche se référant aux seules catégories professionnelles. L'analyse demanderait certes à être beaucoup plus poussée, mais l'un des enseignements obtenus est que la conciliation entre vie professionnelle et vie familiale semble avoir été particulièrement améliorée pour les femmes avec enfant(s) de moins de 12 ans. Cette dimension de meilleure conciliation entre vie professionnelle et vie familiale n'avait pas été très présente lors de l'élaboration des dispositifs législatifs et réglementaires de RTT ou lors des négociations de RTT. L'un des mérites de l'enquête *RTT et Modes de vie* est sans doute de faire apparaître que cette dimension est essentielle. Pour les femmes ayant la charge de jeune(s) enfant(s), une meilleure conciliation peut signifier une meilleure insertion dans la vie professionnelle, de moindres renoncements à l'activité, notamment pour les moins qualifiées, et donc des taux d'activité féminins plus élevés.

\*  
\* \*

L'analyse multivariée réalisée sur les réponses à l'enquête *RTT et Modes de vie* auprès de salariés ayant connu une RTT depuis au moins une année dans le cadre des dispositifs « Robien » et « Aubry 1 » permet donc d'apprécier les liens, toutes choses égales par ailleurs, entre de nombreuses variables regroupées en cinq catégories et la satisfaction des salariés vis-à-vis de la RTT.

Certaines caractéristiques semblent toujours exercer une influence sur le jugement des salariés vis-à-vis de la RTT et concourir au renforcement de la satisfaction. Ainsi, les femmes ayant à charge un enfant de moins de 12 ans

sembleraient, toutes choses égales par ailleurs, trouver plus de satisfaction à la RTT que les autres salariés interrogés. Par ailleurs, les facteurs influençant significativement la satisfaction seraient notamment la situation sociale du salarié (appréciée conjointement par son diplôme, sa catégorie professionnelle et le revenu du ménage), la visibilité des horaires de travail et son amélioration, l'autonomie dans les horaires de travail, le fait que la durée effective correspond bien à celle qui était prévue dans l'accord, l'impact de la RTT sur la rémunération et les usages qui sont faits du temps dégagé par la RTT. Parmi ces usages, on remarque principalement l'augmentation du temps passé avec la famille (conjoint et enfants) et du temps passé à se reposer ou à exercer d'autres activités domestiques, de semi-loisir ou de loisir. Le fait que le salarié ait eu, avant la RTT, le sentiment de manquer de temps, qu'il ait réfléchi à l'usage du temps potentiellement dégagé par la RTT, et que cet usage se soit traduit concrètement dans la réalité influencerait également sa satisfaction. Inversement, la variabilité des horaires, l'atypicité des horaires de manière générale et son augmentation, la hausse des objectifs et l'impact défavorable de la RTT sur la rémunération influenceraient négativement cette satisfaction.

Outre ces variables fortement influentes, avoir un habitat urbain influencerait aussi positivement la satisfaction. D'autre part, la satisfaction serait plus rare quand le salarié a un conjoint que lorsqu'il n'en a pas. Enfin, la satisfaction du salarié serait plus fréquente dès lors que l'accord s'accompagne d'une aide incitative et la consultation (via la direction de l'entreprise, l'encadrement intermédiaire ou autres groupes de travail) influencerait également de manière positive le jugement du salarié, mais dans une moindre mesure.

Pour autant, cette étude et ses conclusions restent partielles pour des raisons quantitatives (le nombre d'individus interrogés est encore restreint) et qualitatives (les accords de type « Aubry 2 » ne sont pas pris en compte, et bon nombre de variables explicatives sont finalement assez frustes). Les résultats présentés apparaissent toutefois assez robustes. Ils permettent de nourrir la réflexion sur les déterminants du jugement des salariés vis-à-vis de la RTT, ce jugement jouant lui-même un rôle prépondérant dans les conditions de réussite économique d'un tel processus. Mais ils demandent à être confortés par des analyses ultérieures. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Boulin J.-Y., Cette G. et Verger D. (1998a)**, « Les salariés de la chimie face à la réduction du temps de travail », document de travail, n° 9801, Crest.
- Boulin J.-Y., Cette G. et Verger D. (1998b)**, « Les arbitrages entre temps libre et salaires : enseignements d'une enquête réalisée auprès des salariés de la chimie », *Travail et Emploi*, n° 77, 4/98.
- Boulin J.-Y., Lallement M., Lefèvre G. et Silvéra R. (1998)**, « Temps de travail et mode de vie : quelques résultats d'une enquête empirique », *Futuribles*, n° 237, décembre.
- Cette G. et Diev P. (2002)**, « La réduction du temps de travail : qu'en pensent et qu'en font les salariés qui la vivent ? », *mimeo*. Une partie de cette étude a été publiée dans *Futuribles* n° 285, avril 2003, sous le titre « L'impact de la réduction du temps de travail ».
- CFDT (1999)**, « 10 000 salariés s'expriment sur la réduction du temps de travail un an après un accord d'entreprise », *Le temps de travail en question*, n° 6, octobre.
- CFDT (2001)**, *Le Travail en questions*, Éditions Syros.
- Commissariat général du Plan (2001)**, *Réduction du temps de travail : les enseignements de l'observation*, rapport de la Commission présidée par Henri Rouilleaut, La documentation Française, juillet.
- Defalvard H. et Méda D. (2003)**, « Les mondes vécus des trente cinq heures », *Recherches et prévisions*, n° 74, décembre.
- Doisneau L. (2000)**, « Les accords Robien un an après : l'expérience des salariés », *Travail et Emploi*, n° 83, juillet.
- Économie Internationale (2000)**, « Réduction du temps de travail et Emploi », n° 83, 3<sup>e</sup> trimestre.
- Estrade M.-A. et Méda D. (2002)**, « Principaux résultats de l'enquête RTT – Modes de vie », *Document d'études de la Dares*, n° 56, mai.
- Estrade M.-A., Méda D. et Orain R. (2001)**, « Les effets de la RTT sur les modes de vie : qu'en pensent les salariés un an après ? », *Premières informations*, n° 21.1, Dares, ministère des Affaires sociales, du Travail et de la Solidarité, mai.
- Estrade M.-A. et Ulrich V. (2002)**, « La réorganisation des temps travaillés et les trente cinq heures : un renforcement de la segmentation du marché du travail », *Travail et Emploi*, n° 92, octobre.
- Lollivier S., Marpsat M. et Verger D. (1996)**, « L'économétrie et l'étude des comportements : présentation et mise en œuvre de modèle de régression qualitatifs », Ensaé, Série des Documents de Travail, Méthodologie Statistique.
- Méda D. et Delteil V. (2002)**, « Les cadres face à la réduction du temps de travail : toujours loin des 35 heures, mais plus satisfaits en termes de temps dégage », *Revue française de gestion*, septembre.
- Méda D. et Orain R. (2002)**, « Transformations du travail et du « hors-travail » : le jugement des salariés sur la RTT », *Travail et Emploi*, n° 90, avril.
- MES (1999)**, *La réduction du temps de travail : les enseignements des accords (été 1998, été 1999)*, La documentation Française, septembre.
- Pélisse J. (2002)**, « À la recherche du temps gagné : les trente cinq heures entre perceptions, régulations et intégrations professionnelles », *Travail et Emploi*, n° 90, avril.
- Romanowski S. (2002)**, « RTT : le travail en questions », in « Le devenir des trente cinq heures », *Revue de la CFDT*, avril-mai.
- Travail et Emploi (2000a)**, « Premiers regards sur les 35 heures », n° 82, avril.
- Travail et Emploi (2000b)**, « Premiers effets des 35 heures », n° 83, juillet.
-

## L'ENQUÊTE RTT ET MODES DE VIE

On présente successivement l'enquête et les variables qui en sont issues et qui interviennent dans les estimations logistiques réalisées.

### Une enquête réalisée directement auprès des salariés

Conçue par une équipe de la Dares (Mission Animation de la Recherche et Mission Analyse Économique) assistée d'un conseil scientifique, l'enquête *RTT et Mode de vie* est la seconde enquête *quantitative* auprès de salariés ayant connu un processus collectif de réduction de la durée du travail. La précédente avait eu lieu auprès de 526 salariés, travaillant dans des entreprises ayant réduit la durée du travail dans le cadre d'un dispositif « Robien ». Un contact préalable avait été pris avec un échantillon d'entreprises afin d'avoir accès à leur fichier de salariés. Cette première enquête s'est toutefois heurtée à un problème majeur : près des deux tiers des entreprises avaient soit refusé l'accès à leur fichier, soit n'avaient pu être contactées à temps. Les raisons de ce refus ou de ce retard n'ont pas toujours été explicites, mais les observations des enquêteurs ont fait ressortir que de nombreux chefs d'entreprise n'avaient pas souhaité rouvrir le débat sur les 35 heures. Une telle situation constitue un biais notable dans l'échantillon, dans la mesure où, sans doute, seuls les salariés d'entreprises où la RTT s'était bien déroulée ont été interrogés.

Pour l'enquête *RTT et Modes de Vie*, la Dares a donc fait le choix de ne pas passer par les employeurs, mais plutôt de contacter directement les salariés, par l'intermédiaire des déclarations annuelles de données sociales (DADS). Ce choix impliquait cependant des traitements relativement lourds.

Au début de l'année 2000, la Dares a constitué un fichier de l'ensemble des Siren (12 700) correspondant à des entreprises ayant réduit leur durée du travail avant novembre 1999. Les dispositifs législatifs dans le cadre desquels la RTT a eu lieu sont les conventions « Robien » (offensives et défensives) et les accords « Aubry 1 » (offensifs et défensifs). Ce fichier de Siren a été transmis à l'Insee au début de l'année 2000, afin qu'il récupère dans les DADS, les adresses et informations concernant l'ensemble des salariés de ces entreprises. Le fichier issu de ce dernier traitement était « brut de collecte », non redressé. La Dares a donc mis au point les procédures de redressement afin de mettre en cohérence ces différentes informations.

Une deuxième opération a conduit la Dares à retravailler les informations dont elle disposait à propos des accords et conventions, afin de mieux cerner d'une part le périmètre de la RTT mise en œuvre dans chaque entreprise, et d'autre part de déterminer le(s) horaire(s) collectif(s) appliqué(s). La concordance de ces informations a alors été comparée au niveau de chaque établissement, ce qui a amené, de fait, à écarter de nombreuses entreprises pour lesquelles les incohérences étaient trop importantes.

Une nouvelle réduction de l'échantillon a été par la suite effectuée, afin de ne conserver que les individus les plus susceptibles de rentrer dans le champ de l'enquête, en supprimant par exemple les VRP et cadres dirigeants généralement non concernés par la RTT. Cette opération a conduit à ne conserver que 80 000 salariés. Afin de limiter le biais, un calage sur le nombre de salariés ayant effectivement réduit leur durée du travail à la fin du 3<sup>e</sup> trimestre 1999, par loi et taille d'entreprise (grâce aux données issues de l'enquête *Acemo*), a permis de déterminer les poids d'inclusion dans le fichier.

Cette base de 80 000 salariés a permis de définir les quotas, à savoir les variables de stratification de l'enquête. Cette procédure a aussi permis de s'assurer que la structure des salariés interrogés respecterait les informations paraissant *ex ante* les plus importantes pour la compréhension de l'impact de la RTT. Les variables ayant servi à déterminer lesdits quotas sont le sexe, l'âge, la distinction cadre/non-cadre, le secteur d'activité et une variable sur le type de commune. Certaines catégories ont été regroupées car elles concernaient un trop faible nombre de personnes. 73 catégories ont ainsi été définies, un nombre fixé à l'avance de questionnaires devant être rempli dans chacune d'entre elles.

Un échantillon de 17 600 adresses a été sélectionné. Afin de limiter le coût de déplacement des enquêteurs, certaines communes de résidence des salariés ont été éliminées.

Le choix de cette méthode de sondage ne va pas de soi. En effet, il y a un risque important que les répondants soient « volontaires » ou du moins soient les salariés les plus faciles à contacter. Afin de pallier, dans une certaine mesure, le risque de biais introduit par la méthode, et sur conseil du comité de label, le fichier des adresses a été livré en trois fois (8 000 adresses les deux premières fois, puis une troisième livraison de 1 000 adresses). Pour le premier fichier livré, on a ainsi pu s'assurer que toutes les adresses avaient été exploitées, à différents moments de la journée et de la semaine. Les taux de hors-champ calculés sur ce premier fichier ont servi pour la détermination de la pondération.

Chacun de ces fichiers d'adresses a fait l'objet d'une recherche téléphonique : entre 55 % et 60 % de salariés ont été retrouvés. Une lettre présentant l'enquête a été envoyée. Le salarié a été contacté par téléphone pour déterminer son appartenance au champ de l'enquête et lui faire accepter le principe d'une interview à domicile.

Les taux de hors-champ ont été relativement élevés, principalement pour deux raisons : soit la personne ne travaillait plus dans la même entreprise, soit elle avait l'impression de ne pas avoir réduit sa durée de travail. À l'issue de cette phase téléphonique, 1 618 salariés ont ainsi accepté de recevoir un enquêteur en face-à-face, dans la plupart des cas à leur domicile.

Les enquêtes sur le terrain se sont déroulées de novembre 2000 à février 2001. La durée de l'interview a été de 50 minutes en moyenne, mais cette durée a été beaucoup plus longue pour les ménages avec enfants.

### Un questionnaire pour évaluer l'ensemble des effets de la RTT...

Le questionnaire, préparé par la Dares, avait pour but de cerner l'ensemble des effets de la RTT sur les modes de vie des salariés, tant au travail qu'en dehors de la sphère du travail (vie familiale, activités domestiques, loisirs, partage des tâches et usages du temps, etc.). À cet effet, le questionnaire aborde différents thèmes : l'accord de RTT, les modalités de réduction du temps de travail, la réduction effective, l'organisation des horaires et du nombre de jours de travail, les conditions de travail, les congés, la vie familiale, les tâches domestiques, les loisirs, les revenus et des questions sur les attentes des salariés et le bilan global. L'objectif de l'enquête étant de connaître les effets « structurels », pour les salariés, du processus de RTT, il a été choisi de n'interroger que des salariés d'entreprises ayant mis en œuvre une RTT au moins un an avant l'enquête. Cela permet, par exemple, aux salariés qui travaillent selon des horaires modulés sur l'année, d'avoir ainsi connu l'ensemble des périodes hautes et basses de durée de travail.

Par définition, aucun salarié de l'échantillon n'est concerné par le dispositif « Aubry 2 », établi par la loi du 19 janvier 2000. L'enquête s'est restreinte aux salariés ayant connu l'ensemble du processus de RTT, c'est-à-dire présents dans l'établissement avant l'accord, toujours présents dans l'établissement au moment de l'enquête, et ayant réduit, même faiblement, leur durée de travail. D'autre part, seuls les salariés à temps complet sont concernés par cette enquête.

Les premiers résultats, par tris croisés, ont été publiés dans Estrade, Méda, Orain (2001). Cette enquête a aussi servi de support à une première analyse, également par tris croisés, de l'appréciation des salariés bénéficiant d'une RTT dans Méda et Orain (2002).

### ... pour les salariés passés à 35 heures depuis au moins un an

La structure des salariés passés à 35 heures depuis au moins un an a pu changer depuis l'enquête, mais cela ne pénalise en rien les résultats d'analyses basées, comme ici, sur des estimations logistiques. En effet, ce qui importe dans de telles analyses est que chaque catégorie de la population à représenter (ici les salariés ayant connu une RTT depuis au moins un an) soit effectivement représentée dans l'échantillon, et non que la proportion de chacune de ces catégories soit identique dans l'échantillon à celui observé dans la population à représenter.

Dans les classifications qui suivent, sont considérés comme ouvriers et employés qualifiés les ouvriers qualifiés de types industriel et artisanal, les chauffeurs, les ouvriers qualifiés de la manutention, du magasinage et du transport, les policiers et militaires, les employés administratifs d'entreprise. Sont considérés comme ouvriers et employés non qualifiés les ouvriers non qualifiés de types industriel et artisanal, les ouvriers agricoles, les employés de commerce et les personnels de service direct aux employeurs.

Pour qualifier le « type d'habitat » du salarié, on a retenu une typologie inspirée de la nouvelle nomenclature spatiale élaborée par l'Insee, à savoir le zonage en aires

urbaines (ZAU). Il est donc utile de connaître les définitions principales des zones en question. Le *pôle urbain* est une unité urbaine qui offre au moins 5 000 emplois sur son territoire, sous réserve qu'elle ne soit pas sous la dépendance directe d'un pôle urbain plus important. *L'aire urbaine* est constituée d'un pôle urbain auquel on a agrégé les communes rurales ou unités urbaines qui y envoient au moins 40 % de leurs actifs ayant un emploi (un processus itératif permet d'agréger, dans un second temps, les autres communes rurales ou unités urbaines envoyant 40 % de leur population active vers cet ensemble en cours de construction). La *couronne périurbaine* est constituée, dans chaque aire urbaine, des communes rurales ou unités urbaines n'appartenant pas au pôle urbain.

Les *communes multipolarisées* sont les communes rurales ou petites unités urbaines envoyant 40 % de leurs actifs ayant un emploi vers plusieurs aires urbaines, sans atteindre ce seuil avec une seule d'entre elles, et qui forment avec elles un ensemble connexe. Enfin, l'espace à dominante rurale est l'ensemble des communes ou petites unités n'appartenant pas à l'espace à dominante urbaine.

Le questionnaire de l'enquête, trop « lourd » pour être ici reproduit (56 pages), peut être demandé aux auteurs.

### Expliquer la variable de satisfaction

Les variables utilisées dans l'analyse proviennent toutes des réponses à l'enquête *RTT et Modes de vie*.

La variable de satisfaction, qui est la *variable expliquée* intervenant dans les estimations logistiques, correspond aux réponses à la question (10.5.1 du questionnaire) :

« Globalement, diriez-vous que les effets de la RTT sur votre vie quotidienne, aussi bien au travail qu'en dehors du travail, ont été :

1. Plutôt dans le sens d'une amélioration ?
2. Plutôt dans le sens d'une dégradation ?
3. Cela n'a rien changé. »

La formulation de cette question est volontairement générale afin de pouvoir intégrer les diverses dimensions de la satisfaction tirée avec recul par les salariés du processus de RTT qu'ils ont connu. Les réponses aux trois modalités possibles se répartissent comme indiqué dans le tableau 1 de l'article.

Parmi les très nombreuses questions posées par l'enquête, seules certaines (en nombre déjà important) ont été retenues pour constituer les *variables explicatives* de l'analyse. Le choix de ces variables et de leurs modalités a été effectué sur la base de standards usuels (pour les variables d'état par exemple), des enseignements de précédentes analyses (cf. bibliographie), de la qualité des résultats obtenus (pour choisir parfois entre des variables redondantes, par exemple), et d'effectifs en nombre suffisant dans chaque modalité.

Le tableau suivant fournit un dénombrement des diverses modalités de réponses aux questions constituant les variables explicatives de l'analyse.

### Dénombrement des modalités des variables explicatives de l'analyse

Variables	Modalités	Effectifs	Proportions (en %)
<b>Variables d'état</b>			
<b>Sexe et enfant</b>	Femme avec enfant de moins de 12 ans	151	9,33
	Autre femme	377	23,30
	Homme avec enfant de moins de 12 ans	480	29,67
	Autre homme	610	37,70
<b>Âge</b>	15 (borne inférieure) à 29 ans	189	11,68
	30 à 39 ans	543	33,56
	40 à 49 ans	564	34,86
	50 ans et plus	322	19,90
<b>Diplôme</b>	Aucun diplôme	91	5,62
	Enseignement court	850	52,53
	Niveau secondaire	256	15,82
	Enseignement supérieur	421	26,02
<b>Catégorie professionnelle</b>	Employé ou ouvrier non qualifié	214	13,23
	Employé ou ouvrier qualifié	747	46,17
	Profession Intermédiaire	411	25,40
	Cadre	246	15,20
<b>Revenu mensuel du ménage</b>	Moins de 10 000 francs	326	20,15
	De 10 001 à 15 000 francs	483	29,85
	De 15 001 à 20 000 francs	430	26,58
	De 20 001 à 25 000 francs	193	11,93
	Plus de 25 000 francs	186	11,50
<b>Occupation du conjoint</b>	Pas de conjoint	292	18,05
	Le conjoint ne travaille pas	244	15,08
	Le conjoint travaille à temps partiel	183	11,31
	Le conjoint travaille à temps complet et connaît une RTT avec modulation	144	8,90
	Le conjoint travaille à temps complet et connaît une RTT sans modulation	300	18,54
	Le conjoint travaille à temps complet sans RTT	455	28,12
<b>Type d'habitat</b>	Rural	260	16,07
	Multi-polarisé	103	6,37
	Périurbain	365	22,56
	Pôle urbain hors Paris et région parisienne	704	43,51
	Paris et région parisienne	186	11,50
<b>Temps de transport</b>	Moins de 15 minutes	650	40,17
	Entre 15 minutes et une demi-heure	720	44,50
	Plus d'une demi-heure	248	15,33
<b>Effectif de l'entreprise</b>	Moins de 51 salariés	192	11,87
	De 51 à 150 salariés	259	16,01
	De 151 à 550 salariés	358	22,13
	De 551 à 2 000 salariés	407	22,15
	Plus de 2 000 salariés	402	24,85
<b>Variables caractérisant l'accord RTT</b>			
<b>Type d'accord</b>	RTT sans aide incitative	348	21,51
	Robien défensif	174	10,75
	Robien offensif	263	16,25
	Aubry I défensif	121	7,48
	Aubry I offensif	712	44,00
<b>Consultation :</b>	- Par la direction ou l'encadrement intermédiaire		
	Non	781	48,27
	Oui	837	51,73
	- Par les syndicats ou les élus du personnel		
	Non	790	48,83
	Oui	828	51,17
- Par un ou des groupe(s) de travail			
Non	1 346	83,19	
Oui	272	16,81	

## Dénombrement des modalités des variables explicatives de l'analyse (suite)

Variables	Modalités	Effectifs	Proportions (en %)
<b>Modifications induites par la RTT</b>			
<b>Modalités de RTT</b>			
- Journées de travail plus courtes	Non	1 227	75,83
	Oui	391	24,17
- Demi-journée ou jour non travaillé chaque semaine, tous les 15 jours ou tous les mois	Non	1 037	64,09
	Oui	391	35,91
- Jours RTT	Non	1 047	64,71
	Oui	571	35,29
- Compte épargne-temps, capital temps, compensation	Non	1 416	87,52
	Oui	202	12,48
- Modulation/annualisation	Non	1 300	80,35
	Oui	318	19,65
<b>Visibilité et variabilité des horaires de travail</b>	Horaires variables, prévisibles juste pour la semaine à venir ou non connus à l'avance	113	6,98
	Horaires variables prévisibles au moins une semaine à l'avance mais pas au-delà d'un mois	109	6,74
	Horaires variables prévisibles au moins un mois à l'avance	340	21,01
	Les horaires ne varient pas (fixes ou cycliques) (visibilité parfaite)	1 056	65,27
<b>Variation de la visibilité depuis la RTT</b>	La visibilité a diminué	138	8,53
	La visibilité n'a pas diminué (a stagné ou augmenté)	1 480	91,47
<b>Autonomie</b>	Les jours travaillés, les horaires sont déterminés - Par l'employeur sans possibilité de modification, ou selon une autre modalité	1 019	62,98
	- Par le salarié, au moment de l'embauche, entre plusieurs horaires fixés par l'employeur	124	7,66
	Par le salarié, d'un jour à l'autre (à la carte)	223	13,78
	Par le salarié lui-même	252	15,57
<b>Évolution de l'autonomie depuis la RTT</b>	Moins ou autant d'autonomie	1 552	95,92
	Plus d'autonomie	66	4,08
<b>Atypicité des horaires de travail</b>			
- Travail entre 18 et 20 heures	Jamais	669	41,35
	Parfois	260	16,07
	Souvent	436	26,95
	Toujours, ou habituellement	253	15,64
- Travail entre 5 et 7 heures	Jamais	990	61,19
	Parfois	260	8,03
	Souvent	301	18,60
	Toujours, ou habituellement	197	12,18
- Travail entre 20 et 5 heures	Jamais	1 162	71,82
	Parfois	121	7,48
	Souvent	227	14,03
	Toujours, ou habituellement	108	6,67
- Évolution de l'atypicité depuis la RTT	Moins d'atypicité	289	17,86
	Pas moins d'atypicité ( autant ou plus )	1 329	82,14
<b>La durée effective du travail correspond-elle à ce qui est prévu dans l'accord ?</b>	Non	431	26,64
	Oui	1 187	73,36
<b>Conditions de travail</b>			
- Délais fixés	Non-raccourcissement des délais	1 471	90,91
	Les délais ont été raccourcis	147	9,09
- Objectifs fixés	Non-augmentation des objectifs	1 434	88,63
	Les objectifs ont été augmentés	184	11,37
<b>Effet de la RTT sur la rémunération</b>	Aucune conséquence	516	31,89
	Baisse de la rémunération	199	12,30
	Gel de la rémunération	760	46,97
	Modération plus forte ou hausse moins forte que prévu	143	8,84

### Dénombrement des modalités des variables explicatives de l'analyse (fin)

Variables	Modalités	Effectifs	Proportions (en %)
<b>Usages du temps dégagé par la RTT</b>			
<b>Passer plus de temps avec sa famille</b>	Non	810	50,06
	Oui	808	49,94
<b>Activités domestiques, dont :</b>			
- Faire plus de jardinage ou de bricolage	Non	1 341	82,88
	Oui	277	17,12
- Passer plus de temps à au moins une autre activité domestique	Non	1 368	84,55
	Oui	250	15,45
<b>Loisirs</b>			
- Passer plus de temps à se reposer	Non	1 048	66,77
	Oui	570	35,23
- Passer davantage de temps à au moins une activité de loisir autre que le repos	Non	755	46,66
	Oui	863	53,34
<b>Questions « subjectives » concernant la période précédant la RTT</b>			
<b>Réflexion sur l'utilisation du temps</b>	N'avait pas réfléchi	1 046	64,65
	Avait réfléchi mais n'a pas utilisé le temps comme souhaité	173	10,69
	Avait réfléchi et a utilisé le temps comme souhaité	399	24,66
<b>Impression de manquer de temps</b>	Jamais	407	25,15
	Rarement	158	9,77
	Parfois	415	25,65
	Souvent	339	22,19
	Toujours	279	17,24

Source des données de base : enquête RTT et Modes de vie, Dares.

## DES ESTIMATIONS LOGISTIQUES QUALITATIVES

On présente successivement le principe des estimations logistiques (1), puis les résultats détaillés des estimations en les commentant.

### Des modèles à variables qualitatives

L'économétrie des variables qualitatives, et notamment les modèles *Logit* ou *Probit*, permettent d'isoler l'effet propre d'un facteur (le sexe du salarié par exemple) sur une caractéristique (ici la satisfaction vis-à-vis de la RTT). C'est la raison pour laquelle les résultats issus de tels modèles sont à commenter *caeteris paribus* (« toutes choses égales par ailleurs »).

Deux types de modèles à variables qualitatives sont utilisés dans cette étude : un modèle *logit simple* (cf. tableaux A et B) et un modèle *logit polytomique ordonné* (cf. tableau C). Le modèle *polytomique ordonné* est utilisé lorsque la *variable à expliquer* peut prendre plus de deux modalités (le modèle est alors polytomique), si ces modalités sont ordonnées de façon explicite. Dans cet article, la variable expliquée peut prendre trois modalités : amélioration, absence de changement ou dégradation de la vie quotidienne (en l'occurrence, le modèle polytomique correspondant sera dit *logit trichotomique*). Le modèle *logit simple* est un cas particulier du modèle polytomique, la variable à expliquer n'ayant que deux modalités possibles. Ici il s'agit, par exemple, de distinguer les salariés ayant connu une amélioration de leur vie quotidienne de ceux qui ont connu ou une absence de changement ou une dégradation, ou de distinguer les salariés ayant connu une dégradation de ceux ayant connu soit une amélioration soit une absence de changement. Dans l'approche polytomique, on cherche à confirmer les résultats obtenus par les deux autres types de *logit simple* en considérant les trois modalités de la variable expliquée comme des degrés ordonnés d'amélioration de la vie quotidienne (du sentiment de dégradation au sentiment d'amélioration, en passant par le sentiment de statu quo). Il est alors important de savoir s'il est de bon aloi de considérer ce modèle logistique trichotomique comme « ordonné », ou s'il est préférable de l'appréhender comme un modèle *logit multinomial non ordonné*. Le test de l'hypothèse d'égalité des pentes (« Score test for the proportional odds assumption ») donne une valeur, qui grâce à un test du Chi-deux permet de répondre à cette question. Si la probabilité que cette statistique soit supérieure à la valeur du Chi-deux est inférieure à 5 %, on peut considérer que le modèle polytomique est ordonné, avec un risque d'erreur de 5 %. Dans le cadre de cette étude, l'approche polytomique ordonnée est bel et bien justifiée pour les modèles 2, 3, 4 et 5, eu égard aux bons résultats issus du test. La démarche, consistant à adopter ces trois spécifications (deux *logits* dichotomiques et un trichotomique), a pour but de mettre en exergue la robustesse des résultats obtenus, par une relative stabilité des valeurs et des signes des coefficients, quelle que soit la modélisation retenue.

### Des interprétations « toutes choses égales par ailleurs »

Les *dimensions explicatives* sont représentées par les modalités de différentes variables. Chacune de ces modalités est introduite sous forme dichotomique. Une *modalité de référence* doit être choisie pour chaque variable explicative de façon à éviter le problème de colinéarité avec la constante du modèle. Le choix de la modalité (ou situation) de référence est « libre ». La seule chose à éviter est de choisir une situation de référence d'effectif trop faible car le risque est alors de détériorer la précision des estimations. Ici on a choisi des modalités de référence extrêmes, de façon à avoir le maximum de coefficients significativement non nuls, tout en respectant la remarque précédente.

Les coefficients du modèle sont estimés par la méthode de maximum de vraisemblance. Compte tenu de ce qui vient d'être dit, l'interprétation du *coefficient estimé* d'un facteur explicatif doit être faite « toutes choses étant égales » sur les autres facteurs et par rapport aux facteurs de référence. La *P-value*, qui correspond au test de Wald de nullité du coefficient estimé, représente la probabilité de se « tromper ». Par « tromper » on comprend le fait d'affirmer qu'un facteur explicatif aurait une influence sur la variable expliquée alors que dans la réalité l'influence serait nulle. Plus cette probabilité est faible et plus il serait légitime d'affirmer que le facteur aurait une influence sur le caractère étudié. Pour un seuil de risque fixé, on parle alors d'*influence significative* au seuil choisi. Dans les tableaux d'estimation, seuls les coefficients significatifs au seuil de 10 % ont été reportés. Dans les tableaux résumés, les coefficients non significatifs au seuil de 5 % mais significatifs au seuil de 10 % sont entre parenthèses.

Le sens de l'influence d'une variable explicative sur la variable expliquée est représenté par le signe du coefficient estimé : lorsque celui-ci est positif l'influence est positive et négative dans le cas contraire.

Deux indicateurs du bon ajustement du modèle et de sa capacité prédictive sont également présentés (cf. tableaux A, B et C). Il s'agit respectivement de la *P-value* correspondant au test LR (« Likelihood Ratio » pour rapport de vraisemblance) de nullité de l'ensemble des coefficients estimés (hormis la constante) et de la concordance qui représente l'association entre la valeur prédite pour la variable expliquée et sa vraie valeur dans l'échantillon (plus la concordance est proche de 1 et plus le pouvoir explicatif du modèle est important). Parallèlement, deux autres indicateurs du bon ajustement du modèle sont aussi présentés. Ils testent aussi la nullité globale des coefficients estimés (*P-values* de Score et de Wald), afin de corroborer l'information donnée par la *P-value* LR. Plus les valeurs de ces trois *P-values* sont faibles, plus le pouvoir explicatif du modèle est élevé. Lorsque cette valeur dépasse un certain seuil (5 % ou

1. Pour plus de développements, cf. Lollivier, Marpsat et Verger (1996) dont on s'inspire dans cette présentation très résumée.

10 % selon le degré d'exigence que l'on s'est fixé), on peut alors admettre que le modèle est mal spécifié.

Bien que les modèles estimés présentent une concordance correcte, il est certain que des facteurs explicatifs pertinents manquent. Des facteurs explicatifs sont également pris en compte de façon limitée. Par exemple, la décomposition sectorielle est pour le moins fruste, puisqu'elle ne distingue que deux secteurs (services et industrie-agriculture-construction).

Une première vérification de la robustesse des résultats des estimations a été faite en s'assurant qu'ils étaient assez stables lorsque la liste des variables explicatives est modifiée. Ainsi, dans chaque tableau de résultats détaillés des estimations, cinq ensembles de variables explicatives ont successivement été ajoutés. Une autre vérification de la robustesse a été réalisée en s'assurant

que les résultats des analyses dichotomiques et de l'analyse polytomique (cf. ci-dessus) étaient cohérents. Ces deux vérifications confirment une forte robustesse des résultats obtenus. Cependant, il va de soi que les résultats présentés ici doivent être considérés avec la prudence d'usage : bien que déjà confortés par les résultats de quelques autres études, ils le seront encore davantage par une confrontation avec les analyses à venir sur ce thème.

Les tableaux présentent respectivement les résultats détaillés des analyses dichotomiques distinguant l'amélioration de la vie quotidienne à l'absence de changement ou la dégradation (cf. tableau A), ou la dégradation à l'amélioration ou l'absence de changement (cf. tableau B), et de l'analyse polytomique ordonnée distinguant ces trois modalités (cf. tableau C).

Tableau A

**Approche dichotomique : l'amélioration est opposée à la dégradation et à l'absence de changement**  
(résultats détaillés des estimations logistiques)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5	
	Coeff.	Wald								
<b>Variables d'état</b>										
<b>Sexe et Enfant</b>										
Femmes avec enfant de moins de 12 ans	0,63	7,47	0,57	5,78	(0,48)	3,65				
Autres femmes	Réf.	Réf.								
Hommes avec enfants de moins de 12 ans										
Autres hommes										
<b>Âge</b>										
15 (borne inférieure) à 29 ans	Réf.	Réf.								
30 à 39 ans										
40 à 49 ans										
50 ans et plus										
<b>Diplôme</b>										
Aucun diplôme	Réf.	Réf.								
Enseignement court	0,49	4,40								
Niveau secondaire	(0,49)	3,41								
Enseignement supérieur	0,66	6,02	(0,53)	3,61						
<b>Catégorie professionnelle</b>										
Employé ou ouvrier non qualifié	Réf.	Réf.								
Employé ou ouvrier qualifié										
Profession Intermédiaire										
Cadre										
<b>Revenu mensuel du ménage</b>										
Moins de 10 000 francs	Réf.	Réf.								
De 10 001 à 15 000 francs	0,36	5,01	(0,32)	3,78	(0,32)	3,30				
De 15 001 à 20 000 francs	0,67	14,02	0,68	13,20	0,66	10,98	0,48	5,09	0,52	5,44
De 20 001 à 25 000 francs	1,08	21,52	1,08	20,11	1,05	16,86	0,69	6,22	0,67	5,56
Plus de 25 000 francs	1,13	18,06	1,16	17,74	1,11	14,46	0,80	6,45	0,86	6,94
<b>Occupation du conjoint</b>										
Pas de conjoint	Réf.	Réf.								
Le conjoint ne travaille pas							- 0,99	16,52	- 0,99	15,27
Le conjoint travaille à temps partiel							- 0,74	7,12	- 0,71	6,25

Tableau A (suite)

**Approche dichotomique : l'amélioration est opposée à la dégradation et à l'absence de changement**  
(résultats détaillés des estimations logistiques)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5	
	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald
Le conjoint travaille à temps complet et connaît une RTT avec modulation	- 0,47	4,02	- 0,52	4,47	- 0,55	4,54	- 0,97	11,07	- 0,94	9,85
Le conjoint travaille à temps complet et connaît une RTT sans modulation					(- 0,37)	2,82	- 0,78	10,12	- 0,75	8,61
Le conjoint travaille à temps complet sans RTT	(- 0,32)	2,88	(- 0,37)	3,69	- 0,44	4,63	- 0,82	12,79	- 0,83	12,28
<b>Type d'habitat</b>										
<i>Rural</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Multi-polarisé										
Périurbain										
Pôle urbain hors Paris et région parisienne	0,35	5,02	0,34	4,53			(0,30)	2,64	(0,37)	3,58
Paris et région parisienne			0,52	5,32	(0,46)	3,60	(0,53)	3,87	(0,51)	3,37
<b>Temps de transport</b>										
<i>Moins de 15 minutes</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Entre 15 minutes et une demi-heure										
Plus d'une demi-heure										
<b>Effectif de l'entreprise</b>										
<i>Moins de 51 salariés</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
De 51 à 150 salariés										
De 151 à 550 salariés	- 0,42	4,85								
De 551 à 2 000 salariés										
Plus de 2 000 salariés	(- 0,32)	2,80								
<b>Variables caractérisant l'accord RTT</b>										
<b>Type d'accord</b>										
<i>RTT sans aide incitative</i>			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
« Robien » défensif			1,07	24,68	1,15	21,08	0,75	7,14	0,89	9,12
« Robien » offensif			0,95	27,11	0,94	20,24	0,63	7,37	0,64	7,17
« Aubry 1 » défensif			1,09	20,37	0,93	11,68	0,77	6,87	0,73	5,95
« Aubry 1 » offensif			1,00	42,46	0,88	25,01	0,70	12,73	0,76	14,12
<b>Consultation...</b>										
<b>... par la direction ou l'encadrement intermédiaire</b>										
<i>Non</i>			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Oui			0,23	4,06						
<b>... par les syndicats ou les élus du personnel</b>										
<i>Non</i>			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Oui										
<b>... par un ou des groupe(s) de travail</b>										
<i>Non</i>			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Oui			0,39	6,45	0,37	5,10				
<b>Modifications induites par la RTT</b>										
<b>Modalités de RTT</b>										
<b>- Journées de travail plus courtes</b>										
<i>Non</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Oui					(0,25)	2,75	0,43	6,52	0,44	6,33
<b>- Demi-journée ou jour non travaillé chaque semaine, tous les 15 jours ou tous les mois</b>										
<i>Non</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Oui					0,90	31,14	0,74	17,82	0,70	15,07

Tableau A (suite)

**Approche dichotomique : l'amélioration est opposée à la dégradation et à l'absence de changement**  
(résultats détaillés des estimations logistiques)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5	
	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald
<b>- Jours RTT</b>										
<i>Non</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>					0,41	7,47	(0,32)	3,83		
<b>- Compte épargne-temps, capital temps, compensation</b>										
<i>Non</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>					(0,32)	2,92				
<b>- Modulation/annualisation</b>										
<i>Non</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>					0,48	7,29	0,46	5,46	0,45	4,99
<b>Visibilité et variabilité des horaires de travail</b>										
<i>Horaires variables, prévisibles juste pour la semaine à venir ou non connus à l'avance</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Horaires variables prévisibles au moins une semaine à l'avance mais pas au-delà d'un mois</i>										
<i>Horaires variables prévisibles au moins un mois à l'avance</i>					0,63	6,20				
<i>Les horaires ne varient pas (fixes ou cycliques) (visibilité parfaite)</i>					0,67	7,99	(0,46)	2,99	(0,46)	2,94
<b>Variation de la visibilité depuis la RTT</b>										
<i>La visibilité a diminué</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>La visibilité n'a pas diminué (a stagné ou augmenté)</i>					0,48	4,71	0,51	4,55	(0,44)	2,96
<b>Autonomie dans les horaires de travail</b>										
<i>Les jours travaillés, les horaires sont déterminés...</i>										
<i>... par l'employeur sans possibilité de modification, ou selon une autre modalité</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>... par le salarié, au moment de l'embauche, entre plusieurs horaires fixés par l'employeur</i>					0,79	10,35	0,77	8,10	0,80	8,07
<i>... par le salarié, d'un jour à l'autre (à la carte)</i>					0,48	6,02	(0,43)	3,94	(0,39)	3,11
<i>... par le salarié lui-même</i>										
<b>Évolution de l'autonomie depuis la RTT</b>										
<i>Moins ou autant d'autonomie</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Plus d'autonomie</i>										
<b>Atypicité des horaires de travail</b>										
<b>- Travail entre 18 et 20 heures</b>										
<i>Jamais</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Parfois</i>										
<i>Souvent</i>										
<i>Toujours, ou habituellement</i>										
<b>- Travail entre 5 et 7 heures</b>										
<i>Jamais</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Parfois</i>										
<i>Souvent</i>										
<i>Toujours, ou habituellement</i>							(- 0,39)	3,22	(- 0,39)	2,84
<b>- Travail entre 20 et 5 heures</b>										
<i>Jamais</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Parfois</i>										
<i>Souvent</i>					- 0,49	4,28	- 0,56	4,37	(- 0,52)	3,62
<i>Toujours, ou habituellement</i>										

Tableau A (suite)

**Approche dichotomique : l'amélioration est opposée à la dégradation et à l'absence de changement**  
(résultats détaillés des estimations logistiques)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5	
	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald
<b>Évolution de l'atypicité depuis la RTT</b>										
<i>Moins d'atypicité</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Pas moins d'atypicité ( autant ou plus )</i>					(- 0,62)	3,48	(0,59)	2,57		
<b>La durée effective du travail correspond-elle à ce qui est prévu dans l'accord ?</b>										
<i>Non</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>					0,79	31,23	0,63	16,4	0,63	15,35
<b>Conditions de travail</b>										
<b>- Délais fixés</b>										
<i>Non-raccourcissement des délais</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Les délais ont été raccourcis</i>										
<b>- Objectifs fixés</b>										
<i>Non-augmentation des objectifs</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Les objectifs ont été augmentés</i>										
<b>Effet de la RTT sur la rémunération</b>										
<i>Aucune conséquence</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Baisse de la rémunération</i>					(- 0,34)	2,80	- 0,50	4,87	- 0,56	5,67
<i>Gel de la rémunération</i>									(- 0,26)	2,74
<i>Modération plus forte ou hausse moins forte que prévu</i>										
<b>Usages du temps dégagé par la RTT</b>										
<b>Passer plus de temps avec sa famille</b>										
<i>Non</i>							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>							1,34	87,14	1,21	67,27
<b>Activités domestiques, dont :</b>										
<b>- Faire plus de jardinage ou de bricolage</b>										
<i>Non</i>							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>							0,44	4,65	(0,34)	2,65
<b>- Passer plus de temps à au moins une autre activité domestique</b>										
<i>Non</i>							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>							0,64	8,05	0,52	5,06
<b>Loisirs</b>										
<b>- Passer plus de temps à se reposer</b>										
<i>Non</i>							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>							0,52	12,70	0,49	10,41
<b>- Passer davantage de temps à au moins une activité de loisir autre que le repos</b>										
<i>Non</i>							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>							0,73	28,63	0,66	22,54
<b>Questions « subjectives » concernant la période précédant la RTT</b>										
<b>Réflexion sur l'utilisation du temps</b>										
<i>N'avait pas réfléchi</i>									Réf.	Réf.
<i>Avait réfléchi mais n'a pas utilisé le temps comme souhaité</i>									- 0,63	8,23
<i>Avait réfléchi et a utilisé le temps comme souhaité</i>									0,71	17,98

Tableau A (fin)

**Approche dichotomique : l'amélioration est opposée à la dégradation et à l'absence de changement**  
(résultats détaillés des estimations logistiques)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5	
	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald
<b>Impression de manquer de temps</b>										
<i>Jamais</i>									Réf.	Réf.
Rarement									0,61	6,46
Parfois									0,58	10,67
Souvent									1,16	32,58
Toujours									0,73	12,13
Constante			- 1,69	16,3	- 3,47	36,38	- 3,65	33,12	- 4,22	40,02
Nombre d'observations	1 618		1 618		1 618		1 618		1 618	
P-value LR	< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001	
P-value Score	< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001	
P-value Wald	< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001	
Concordance	63,1		67,9		75,0		82,8		84,4	

Les situations de référence dans les estimations sont indiquées par « Réf. ».

Les 5 modèles se distinguent par un nombre croissant de variables explicatives retenues. Ainsi, les variables explicatives retenues sont : dans le modèle 1, les seules variables d'état ; dans le modèle 2, les variables explicatives du modèle 1 et les variables caractérisant l'accord ; dans le modèle 3, les variables explicatives du modèle 2 et les variables indiquant les modifications induites par la RTT ; dans le modèle 4, les variables explicatives du modèle 3 et les variables indiquant les usages du temps dégagé par la RTT ; dans le modèle 5, les variables explicatives du modèle 4 et les variables de réponses aux questions « subjectives » concernant la période précédant l'accord.

La statistique de Wald est le carré de la statistique de Student. Si elle dépasse 4, cela signifie que le coefficient est significatif au seuil de 5 %. Les coefficients non significatifs ne sont pas indiqués afin d'alléger le tableau. Mais les coefficients proches (à un seuil compris entre 5 % et 10 %) sont cependant fournis entre parenthèses.

Lecture : dans le cadre du modèle 2, pour la rubrique « Type d'accord », les autres modalités se distinguent significativement au seuil de 5 % des RTT sans aide incitative retenus comme référence. Les salariés présentant un accord de RTT avec aide incitative ont ainsi une probabilité d'avoir connu, via la RTT, une amélioration de leur vie quotidienne significativement supérieure à ceux dont l'accord de RTT ne s'accompagne pas d'une telle aide.

Source des données de base : enquête RTT et Modes de vie, Dares.

Tableau B

**Approche dichotomique : la dégradation est opposée à l'amélioration et à l'absence de changement**  
(résultats détaillés des estimations logistiques)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5	
	Coeff.	Wald								
<b>Variables d'état</b>										
<b>Sexe et Enfant</b>										
Femmes avec enfant de moins de 12 ans	- 1,31	9,06	- 1,27	8,43	- 1,29	7,30	- 1,09	5,13	- 1,21	5,73
Autres femmes	Réf.	Réf.								
Hommes avec enfants de moins de 12 ans										
Autres hommes										
<b>Âge</b>										
15 (borne inférieure) à 29 ans	Réf.	Réf.								
30 à 39 ans										
40 à 49 ans										
50 ans et plus										
<b>Diplôme</b>										
Aucun diplôme	Réf.	Réf.								
Enseignement court	(- 0,68)	3,25	(- 0,72)	3,60	- 0,92	5,10	- 0,94	5,24	(- 0,82)	3,96
Niveau secondaire	- 0,86	4,08	- 0,91	4,48	- 1,25	7,34	- 1,28	7,54	- 1,13	5,76
Enseignement supérieur										

Tableau B (suite)

**Approche dichotomique : la dégradation est opposée à l'amélioration et à l'absence de changement**  
(résultats détaillés des estimations logistiques)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5	
	Coef.	Wald								
<b>Catégorie professionnelle</b>										
<i>Employé ou ouvrier non qualifié</i>	Réf.	Réf.								
Employé ou ouvrier qualifié										
Profession Intermédiaire										
Cadre					(- 0,93)	3,96	(- 0,94)	3,89	- 1,08	4,95
<b>Revenu mensuel du ménage</b>										
<i>Moins de 10 000 francs</i>	Réf.	Réf.								
De 10 001 à 15 000 francs										
De 15 001 à 20 000 francs	- 0,60	5,55	- 0,57	4,98	(- 0,53)	3,67				
De 20 001 à 25 000 francs										
Plus de 25 000 francs	(- 0,72)	3,15	(- 0,72)	3,05						
<b>Occupation du conjoint</b>										
<i>Pas de conjoint</i>	Réf.	Réf.								
Le conjoint ne travaille pas							(0,62)	3,82	(0,64)	3,87
Le conjoint travaille à temps partiel										
Le conjoint travaille à temps complet et connaît une RTT avec modulation	(0,58)	3,32	(0,59)	3,36	(0,57)	2,63	0,84	5,26	0,85	5,10
Le conjoint travaille à temps complet et connaît une RTT sans modulation										
Le conjoint travaille à temps complet sans RTT										
<b>Type d'habitat</b>										
<i>Rural</i>	Réf.	Réf.								
Multi-polarisé										
Périurbain										
Pôle urbain hors Paris et région parisienne										
Paris et région parisienne										
<b>Temps de transport</b>										
<i>Moins de 15 minutes</i>	Réf.	Réf.								
Entre 15 minutes et une demi-heure										
Plus d'une demi-heure	(0,38)	2,84								
<b>Effectif de l'entreprise</b>										
<i>Moins de 51 salariés</i>	Réf.	Réf.								
De 51 à 150 salariés										
De 151 à 550 salariés	0,61	4,25	(0,54)	3,08						
De 551 à 2 000 salariés										
Plus de 2 000 salariés										
<b>Variables caractérisant l'accord RTT</b>										
<b>Type d'accord</b>										
<i>RTT sans aide incitative</i>			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
« Robien » défensif					(- 0,63)	3,25				
« Robien » offensif										
« Aubry 1 » défensif										
« Aubry 1 » offensif										
<b>Consultation...</b>										
<b>... par la direction ou l'encadrement intermédiaire</b>										
<i>Non</i>			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Oui										
<b>... par les syndicats ou les élus du personnel</b>										
<i>Non</i>			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Oui										
<b>... par un ou des groupe(s) de travail</b>										
<i>Non</i>			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Oui										

Tableau B (suite)

**Approche dichotomique : la dégradation est opposée à l'amélioration et à l'absence de changement**  
(résultats détaillés des estimations logistiques)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5	
	Coeff.	Wald								
<b>Modifications induites par la RTT</b>										
<b>Modalités de RTT</b>										
- Journées de travail plus courtes										
Non					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Oui										
- Demi-journée ou jour non travaillé chaque semaine, tous les 15 jours ou tous les mois										
Non					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Oui					- 0,56	5,48	(- 0,45)	3,32		
- Jours RTT										
Non					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Oui					- 0,51	5,35	(- 0,45)	3,91		
- Compte épargne-temps, capital temps, compensation										
Non					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Oui					(- 0,51)	2,99	(- 0,49)	2,68		
- Modulation/annualisation										
Non					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Oui					(- 0,49)	3,66	(- 0,50)	3,69	(- 0,47)	3,18
<b>Visibilité et variabilité des horaires de travail</b>										
Horaires variables, prévisibles juste pour la semaine à venir ou non connus à l'avance					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Horaires variables prévisibles au moins une semaine à l'avance mais pas au-delà d'un mois										
Horaires variables prévisibles au moins un mois à l'avance					- 0,71	4,23			(- 0,62)	3,01
Les horaires ne varient pas (fixes ou cycliques) (visibilité parfaite)					- 0,87	7,18	- 0,74	4,97	- 0,79	5,39
<b>Variation de la visibilité depuis la RTT</b>										
La visibilité a diminué					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
La visibilité n'a pas diminué (a stagné ou augmenté)					- 0,74	7,56	- 0,73	7,28	- 0,61	4,67
<b>Autonomie dans les horaires de travail</b>										
Les jours travaillés, les horaires sont déterminés...										
... par l'employeur sans possibilité de modification, ou selon une autre modalité					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
... par le salarié, au moment de l'embauche, entre plusieurs horaires fixés par l'employeur										
... par le salarié, d'un jour à l'autre (à la carte)										
... par le salarié lui-même										
<b>Évolution de l'autonomie depuis la RTT</b>										
Moins ou autant d'autonomie					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Plus d'autonomie										
<b>Atypicité des horaires de travail</b>										
- Travail entre 18 et 20 heures										
Jamais					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Parfois										
Souvent										
Toujours, ou habituellement										

Tableau B (suite)

**Approche dichotomique : la dégradation est opposée à l'amélioration et à l'absence de changement**  
(résultats détaillés des estimations logistiques)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5	
	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald
<b>- Travail entre 5 et 7 heures</b>										
<i>Jamais</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Parfois</i>										
<i>Souvent</i>										
<i>Toujours, ou habituellement</i>							(- 0,50)	3,31	0,58	4,20
<b>- Travail entre 20 et 5 heures</b>										
<i>Jamais</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Parfois</i>										
<i>Souvent</i>					(0,60)	3,49				
<i>Toujours, ou habituellement</i>										
<b>Évolution de l'atypicité depuis la RTT</b>										
<i>Moins d'atypicité</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Pas moins d'atypicité ( autant ou plus )</i>										
<b>La durée effective du travail correspond-elle à ce qui est prévu dans l'accord ?</b>										
<i>Non</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>					- 0,92	23,08	- 0,82	17,53	- 0,76	14,29
<b>Conditions de travail</b>										
<b>- Délais fixés</b>										
<i>Non-raccourcissement des délais</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Les délais ont été raccourcis</i>					0,51	4,06	0,57	4,86	0,56	4,52
<b>- Objectifs fixés</b>										
<i>Non-augmentation des objectifs</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Les objectifs ont été augmentés</i>					0,96	17,73	1,01	18,89	1,03	18,52
<b>Effet de la RTT sur la rémunération</b>										
<i>Aucune conséquence</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Baisse de la rémunération</i>					0,96	14,10	1,05	18,87	1,05	15,27
<i>Gel de la rémunération</i>							(0,34)	2,69	0,44	4,22
<i>Modération plus forte ou hausse moins forte que prévu</i>										
<b>Passer plus de temps avec sa famille</b>										
<i>Non</i>							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>							- 0,98	22,29	- 0,84	15,83
<b>Activités domestiques, dont :</b>										
<b>- Faire plus de jardinage ou de bricolage</b>										
<i>Non</i>							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>										
<b>- Passer plus de temps à au moins une autre activité domestique</b>										
<i>Non</i>							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>										
<b>Loisirs</b>										
<b>- Passer plus de temps à se reposer</b>										
<i>Non</i>							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>										
<b>- Passer davantage de temps à au moins une activité de loisir autre que le repos</b>										
<i>Non</i>							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>										

Tableau B (fin)

**Approche dichotomique : la dégradation est opposée à l'amélioration et à l'absence de changement**  
(résultats détaillés des estimations logistiques)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5	
	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald
<b>Questions « subjectives » concernant la période précédant la RTT</b>										
<b>Réflexion sur l'utilisation du temps</b>										
<i>N'avait pas réfléchi</i>									Réf.	Réf.
Avait réfléchi mais n'a pas utilisé le temps comme souhaité									1,05	20,66
Avait réfléchi et a utilisé le temps comme souhaité									- 0,73	7,42
<b>Impression de manquer de temps</b>										
<i>Jamais</i>									Réf.	Réf.
Rarement										
Parfois										
Souvent										
Toujours										
Constante	- 2,01	12,38	- 1,73	8,06						
Nombre d'observations	1 618		1 618		1 618		1 618		1 618	
P-value LR	0,0005		0,0011		< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001	
P-value Score	0,016		0,0034		< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001	
P-value Wald	0,0049		0,0105		< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001	
Concordance	66,1		67,0		77,6		79,8		81,4	

Les situations de référence dans les estimations sont indiquées par « Réf. ».

Les 5 modèles se distinguent par un nombre croissant de variables explicatives retenues. Ainsi, les variables explicatives retenues sont : dans le modèle 1, les seules variables d'état ; dans le modèle 2, les variables explicatives du modèle 1 et les variables caractérisant l'accord ; dans le modèle 3, les variables explicatives du modèle 2 et les variables indiquant les modifications induites par la RTT ; dans le modèle 4, les variables explicatives du modèle 3 et les variables indiquant les usages du temps dégagé par la RTT ; dans le modèle 5, les variables explicatives du modèle 4 et les variables de réponses aux questions « subjectives » concernant la période précédant l'accord.

La statistique de Wald est le carré de la statistique de Student. Si elle dépasse 4, cela signifie que le coefficient est significatif au seuil de 5 %. Les coefficients non significatifs ne sont pas indiqués afin d'alléger le tableau. Mais les coefficients proches (à un seuil compris entre 5 % et 10 %) sont cependant fournis entre parenthèses.

Lecture : pour les modèles 3, 4 et 5, la modalité relative à une augmentation des objectifs depuis la RTT se démarque significativement au seuil de 5 % de la modalité correspondant au cas où les objectifs n'ont pas augmenté. Autrement dit, les salariés dont les objectifs ont été augmentés ont donc une probabilité d'afficher un sentiment de dégradation de leur vie quotidienne significativement supérieur (au seuil de 5 %) à celle qui prévaut pour les salariés n'ayant pas connu d'augmentation de leurs objectifs (pris en référence).

Source des données de base : enquête RTT et Modes de vie, Dares.

Tableau C

**Approche polytomique distinguant l'amélioration, l'absence de changement et la dégradation**  
 (résultats détaillés des estimations logistiques)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5	
	Coeff.	Wald								
<b>Variables d'état</b>										
<b>Sexe et enfant</b>										
Femmes avec enfant de moins de 12 ans	0,69	9,42	0,63	7,62	0,57	5,67				
Autres femmes	Réf.	Réf.								
Hommes avec enfants de moins de 12 ans										
Autres hommes										
<b>Âge</b>										
15 (borne inférieure) à 29 ans	Réf.	Réf.								
30 à 39 ans										
40 à 49 ans										
50 ans et plus										
<b>Diplôme</b>										
Aucun diplôme	Réf.	Réf.								
Enseignement court										
Niveau secondaire										
Enseignement supérieur	(0,43)	2,82								
<b>Catégorie professionnelle</b>										
Employé ou ouvrier non qualifié	Réf.	Réf.								
Employé ou ouvrier qualifié										
Profession Intermédiaire										
Cadre										
<b>Revenu mensuel du ménage</b>										
Moins de 10 000 francs	Réf.	Réf.								
De 10 001 à 15 000 francs	0,35	5,18	(0,30)	3,82	(0,31)	3,62				
De 15 001 à 20 000 francs	0,64	14,09	0,62	12,92	0,60	10,73	0,44	5,43	0,46	5,88
De 20 001 à 25 000 francs	0,98	19,07	0,95	17,49	0,89	14,06	0,56	5,17	0,53	4,43
Plus de 25 000 francs	1,04	16,44	1,03	15,44	0,95	11,99	0,63	4,97	0,66	5,11
<b>Occupation du conjoint</b>										
Pas de conjoint	Réf.	Réf.								
Le conjoint ne travaille pas							- 0,76	12,63	- 0,75	11,89
Le conjoint travaille à temps partiel							- 0,53	4,81	- 0,50	4,01
Le conjoint travaille à temps complet et connaît une RTT avec modulation	- 0,48	4,50	- 0,54	5,53	- 0,53	4,95	- 0,84	11,05	- 0,80	9,62
Le conjoint travaille à temps complet et connaît une RTT sans modulation							- 0,56	6,67	- 0,48	4,74
Le conjoint travaille à temps complet sans RTT			(- 0,31)	2,95	(- 0,37)	3,76	- 0,63	9,86	- 0,64	9,97
<b>Type d'habitat</b>										
Rural	Réf.	Réf.								
Multi-polarisé										
Périurbain										
Pôle urbain hors Paris et région parisienne	0,30	4,01	(0,27)	3,27						
Paris et région parisienne			(0,39)	3,31						
<b>Temps de transport</b>										
Moins de 15 minutes	Réf.	Réf.								
Entre 15 minutes et une demi-heure										
Plus d'une demi-heure										

Tableau C (suite)

**Approche polytomique distinguant l'amélioration, l'absence de changement et la dégradation**  
(résultats détaillés des estimations logistiques)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5	
	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald
<b>Effectif de l'entreprise</b>										
<i>Moins de 51 salariés</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
De 51 à 150 salariés										
De 151 à 550 salariés	- 0,44	5,70								
De 551 à 2 000 salariés										
Plus de 2 000 salariés	(- 0,31)	2,86								
<b>Variables caractérisant l'accord RTT</b>										
<b>Type d'accord</b>										
<i>RTT sans aide incitative</i>			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
« Robien » défensif			0,79	15,57	0,91	15,84	0,50	4,33	0,54	4,79
« Robien » offensif			0,69	16,01	0,69	12,95	(0,35)	2,87		
« Aubry 1 » défensif			0,78	11,79	0,68	7,25	(0,44)	2,88		
« Aubry 1 » offensif			0,79	30,68	0,69	17,88	0,46	7,32	0,46	7,00
<b>Consultation...</b>										
<b>... par la direction ou l'encadrement intermédiaire</b>										
<i>Non</i>			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>			(0,18)	2,84						
<b>... par les syndicats ou les élus du personnel</b>										
<i>Non</i>			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>										
<b>... par un ou des groupe(s) de travail</b>										
<i>Non</i>			Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>			0,36	5,93	0,32	4,28				
<b>Modifications induites par la RTT</b>										
<b>Modalités de RTT</b>										
<b>- Journées de travail plus courtes</b>										
<i>Non</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>					(0,23)	2,75	0,39	6,81	0,37	6,24
<b>- Demi-journée ou jour non travaillé chaque semaine, tous les 15 jours ou tous les mois</b>										
<i>Non</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>					0,84	30,31	0,65	17,04	0,58	13,14
<b>- Jours RTT</b>										
<i>Non</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>					0,42	8,83	0,30	4,35		
<b>- Compte épargne-temps, capital temps, compensation</b>										
<i>Non</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>					0,37	4,42	(0,32)	3,04		
<b>- Modulation/annualisation</b>										
<i>Non</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>					0,49	8,76	0,45	6,70	0,42	5,74
<b>Visibilité et variabilité des horaires de travail</b>										
<i>Horaires variables, prévisibles juste pour la semaine à venir ou non connus à l'avance</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Horaires variables prévisibles au moins une semaine à l'avance mais pas au-delà d'un mois</i>										
<i>Horaires variables prévisibles au moins un mois à l'avance</i>					0,65	7,97	(0,42)	2,94	(0,43)	3,08
<i>Les horaires ne varient pas (fixes ou cycliques) (visibilité parfaite)</i>					0,73	11,28	0,55	5,78	0,57	6,28

Tableau C (suite)

**Approche polytomique distinguant l'amélioration, l'absence de changement et la dégradation**  
(résultats détaillés des estimations logistiques)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5	
	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald
<b>Variation de la visibilité depuis la RTT</b>										
<i>La visibilité a diminué</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
La visibilité n'a pas diminué (a stagné ou augmenté)					0,56	8,16	0,57	8,01	0,45	4,79
<b>Autonomie dans les horaires de travail</b>										
Les jours travaillés, les horaires sont déterminés... ... par l'employeur sans possibilité de modification, ou selon une autre modalité					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
... par le salarié, au moment de l'embauche, entre plusieurs horaires fixés par l'employeur					0,73	9,89	0,60	6,17	0,63	6,56
... par le salarié, d'un jour à l'autre (à la carte)					0,43	5,23	(0,37)	3,58	(0,33)	2,78
... par le salarié lui-même										
<b>Évolution de l'autonomie depuis la RTT</b>										
<i>Moins ou autant d'autonomie</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Plus d'autonomie					(0,61)	3,29				
<b>Atypicité des horaires de travail</b>										
<b>- Travail entre 18 et 20 heures</b>										
<i>Jamais</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Parfois</i>										
<i>Souvent</i>										
<i>Toujours, ou habituellement</i>					(- 0,64)	3,77			(- 0,59)	2,75
<b>- Travail entre 5 et 7 heures</b>										
<i>Jamais</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Parfois</i>										
<i>Souvent</i>										
<i>Toujours, ou habituellement</i>							(- 0,35)	3,29	(- 0,36)	3,19
<b>- Travail entre 20 et 5 heures</b>										
<i>Jamais</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Parfois</i>										
<i>Souvent</i>					(- 0,40)	3,45	(- 0,37)	2,66		
<i>Toujours, ou habituellement</i>										
<b>- Évolution de l'atypicité depuis la RTT</b>										
<i>Moins d'atypicité</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Pas moins d'atypicité (autant ou plus)					0,65	4,34	(0,58)	3,14	(0,55)	2,68
<b>La durée effective du travail correspond-elle à ce qui est prévu dans l'accord ?</b>										
<i>Non</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>					0,77	35,69	0,61	20,38	0,56	16,56
<b>Conditions de travail</b>										
<b>- Délais fixés</b>										
<i>Non-raccourcissement des délais</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Les délais ont été raccourcis							(- 0,24)	1,56		
<b>- Objectifs fixés</b>										
<i>Non-augmentation des objectifs</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Les objectifs ont été augmentés					- 0,41	6,17	- 0,51	8,77	- 0,54	9,29
<b>Effet de la RTT sur la rémunération</b>										
<i>Aucune conséquence</i>					Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Baisse de la rémunération					- 0,45	6,20	- 0,58	9,15	- 0,64	10,66
Gel de la rémunération									- 0,28	4,24
Modération plus forte ou hausse moins forte que prévu										

Tableau C (fin)

**Approche polytomique distinguant l'amélioration, l'absence de changement et la dégradation**  
(résultats détaillés des estimations logistiques)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5	
	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald	Coeff.	Wald
<b>Usages du temps dégagé par la RTT</b>										
<b>Passer plus de temps avec sa famille</b>										
<i>Non</i>							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>							1,14	77,86	1,01	58,51
<b>Activités domestiques, dont :</b>										
<b>- Faire plus de jardinage ou de bricolage</b>										
<i>Non</i>							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>							(0,36)	3,68		
<b>- Passer plus de temps à au moins une autre activité domestiques</b>										
<i>Non</i>							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>							0,57	7,37	0,46	4,79
<b>Loisirs</b>										
<b>- Passer plus de temps à se reposer</b>										
<i>Non</i>							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>							0,41	9,28	0,37	7,36
<b>- Passer davantage de temps à au moins une activité de loisir autre que le repos</b>										
<i>Non</i>							Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
<i>Oui</i>							0,60	22,79	0,54	17,80
<b>Questions « subjectives » concernant la période précédant la RTT</b>										
<b>Réflexion sur l'utilisation du temps</b>										
<i>N'avait pas réfléchi</i>									Réf.	Réf.
<i>Avait réfléchi mais n'a pas utilisé le temps comme souhaité</i>									- 0,76	19,01
<i>Avait réfléchi et a utilisé le temps comme souhaité</i>									0,66	18,42
<b>Impression de manquer de temps</b>									Réf.	Réf.
<i>Jamais</i>										
<i>Rarement</i>									(0,33)	2,77
<i>Parfois</i>									0,34	4,97
<i>Souvent</i>									0,82	21,46
<i>Toujours</i>									0,53	8,22
<b>Constante dégradation</b>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Constante statu quo			- 1,18	9,21	- 2,91	31,48	- 2,85	27,76	- 3,07	30,41
Constante amélioration	1,34	13,84			1,07	4,35			(- 0,96)	3,00
Nombre d'observations	1 618		1 618		1 618		1 618		1 618	
P-value LR	< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001	
P-value Score	< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001	
P-value Wald	< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001	
P-value test d'égalité des pentes	0,1407		0,013		< 0,0001		< 0,0001		< 0,0001	
Concordance	62,1		65,5		72,5		78,9		80,3	

Les situations de référence dans les estimations sont indiquées par « Réf. ».

Les 5 modèles se distinguent par un nombre croissant de variables explicatives retenues. Ainsi, les variables explicatives retenues sont : dans le modèle 1, les seules variables d'état ; dans le modèle 2, les variables explicatives du modèle 1 et les variables caractérisant l'accord ; dans le modèle 3, les variables explicatives du modèle 2 et les variables indiquant les modifications induites par la RTT ; dans le modèle 4, les variables explicatives du modèle 3 et les variables indiquant les usages du temps dégagé par la RTT ; dans le modèle 5, les variables explicatives du modèle 4 et les variables de réponses aux questions « subjectives » concernant la période précédant l'accord.

La statistique de Wald est le carré de la statistique de Student. Si elle dépasse 4, cela signifie que le coefficient est significatif au seuil de 5 %. Les coefficients non significatifs ne sont pas indiqués afin d'alléger le tableau. Mais les coefficients proches (à un seuil compris entre 5 % et 10 %) sont cependant fournis entre parenthèses.

Lecture : dans le cadre du modèle 2, pour la rubrique « Type d'accord » les quatre modalités se distinguent significativement au seuil de 5 % des RTT sans aide incitative retenus comme référence. Les salariés présentant un accord de RTT avec aide incitative ont ainsi une probabilité d'avoir connu, via la RTT, une amélioration de leur vie quotidienne significativement supérieure à ceux dont l'accord de RTT ne s'accompagne pas d'une telle aide.

Source des données de base : enquête RTT et Modes de vie, Dares.

# La réduction du temps de travail 1997-2003 : dynamique de construction des lois « Aubry » et premières évaluations

Philippe Askenazy, Catherine Bloch-London et Muriel Roger\*

La spécificité des lois « Aubry » a été d'allier une réduction forte de la durée légale par voie législative et une incitation à la négociation de branche et d'entreprise en procédant en deux temps. Dès juin 1998 la première loi fixe une nouvelle norme de durée légale (au 1<sup>er</sup> janvier 2000 pour les entreprises de plus de 20 salariés, et au 1<sup>er</sup> janvier 2002 pour les autres) et institue un dispositif incitatif d'aide aux entreprises anticipant ces échéances et créant ou maintenant des emplois. La question des modalités de mise en œuvre – heures supplémentaires, temps de travail des cadres, modulation, temps partiel, Smic – est renvoyée au vote d'une seconde loi qui devra s'inspirer du contenu des négociations collectives de branche et d'entreprise intervenues entre temps. La méthode des lois « Aubry » ouvre ainsi la possibilité aux syndicats et au patronat de se saisir du dispositif et d'influer sur le contenu et les modalités de la loi. La seconde loi, tout en entérinant les principales dispositions issues de la négociation, lève les contraintes d'effectivité de la RTT et de volume d'emploi qui étaient associées au dispositif incitatif.

Faire une évaluation à court terme des lois « Aubry » s'avère difficile. La plupart des travaux *ex post* tant qualitatifs que quantitatifs portent sur les entreprises pionnières et les premiers salariés passés à 35 heures dans le secteur privé. Toutefois, un certain nombre de conclusions peuvent être dégagées de ces travaux. Les lois « Aubry » semblent avoir eu, à court terme, un certain succès en termes d'emploi avec la création de l'ordre de 350 000 postes. Pour les employeurs, la mise en œuvre de la RTT a été l'occasion d'introduire ou d'amplifier la flexibilité. Celle-ci a d'ailleurs eu un corollaire en termes de conditions de travail pour une partie des salariés. En effet, les études, tant quantitatives que qualitatives, tendent à mettre en évidence le renforcement des inégalités au travail au sein du salariat : entre catégories socioprofessionnelles, statut, âge et entre entreprises et secteurs d'activité.

Ces constats ne sont que de court terme. L'évaluation des lois « Aubry » ne devrait être effectuée qu'*ex post*, au-delà de la période transitoire prévue pour certains aspects de ces lois, mais les assouplissements « Fillon » intervenus en 2003 et les modifications ultérieures, tant des normes de durée du travail que des conditions d'allègement de charges, remettent en cause la possibilité d'une évaluation de long terme.

\* Philippe Askenazy est chargé de recherche au laboratoire PSE (Unité mixte CNRS-EHESS-ENPC-ENS) et membre du Cepremap, Catherine Bloch-London appartient à la Dares et Muriel Roger est chargée de recherche au Laboratoire d'Économie Appliquée (INRA).

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Les auteurs remercient Olivier Barrat, Pierre Cahuc, Ève Caroli, Andrew Clark, Jean-Louis Dayan, Marc-Antoine Estrade, Frédéric Lerais, Valérie Ulrich, Serge Zilberman ainsi que trois rapporteurs anonymes pour leurs commentaires précieux. Ils remercient, de plus, tous les auteurs de l'ouvrage *La France et le temps de travail (1814-2004)* (Fridenson et Reynaud, 2004) dans lequel est parue une version précédente de ce travail. Les éventuelles omissions restent de la responsabilité des auteurs.

**E**njeu conflictuel et récurrent, la réduction du temps de travail visait surtout au cours des deux derniers siècles à améliorer les conditions de travail et de vie des salariés, comme le montre l'ouvrage, *La France et le temps de travail (1814-2004)*, dirigé par Fridenson et Reynaud (2004). Au lendemain de la victoire de la gauche aux élections de 1981, renouant avec une logique déjà esquissée en 1936, c'est dans une optique de partage du travail que le gouvernement de Pierre Mauroy fait de la réduction du temps de travail (RTT) un objectif prioritaire de la politique de l'emploi, visant à réduire la durée légale (1) à 35 heures à l'horizon 1985 (Bloch-London et Marchand, 1990). Sa démarche est d'inciter à la négociation interprofessionnelle et de branche, puis de légiférer ensuite en fonction des résultats. Un protocole d'accord est signé par le CNPF et les confédérations syndicales (à l'exception de la CGT) proposant de réduire la durée légale hebdomadaire à 39 heures et d'octroyer une cinquième semaine de congés payés. Mais, face à l'enlèvement des négociations de branche, c'est par ordonnance que la durée légale est abaissée à 39 heures hebdomadaires et que la cinquième semaine de congés est accordée. Cette ordonnance prévoit également la possibilité de négocier, au niveau de la branche et de l'entreprise, des formes d'aménagement du temps de travail dérogeant à la loi en matière de durée du travail (2).

Après 1982, toute politique générale de RTT est abandonnée. Aussi les durées collectives des salariés à temps complet se concentrent-elles à 39 heures dès 1983 et la durée du travail ne baisse plus que du seul fait du développement du travail à temps partiel, encouragé par le dispositif d'exonération des charges sociales pour les employeurs puis par le mode de calcul des allègements de cotisations sociales.

La loi « Robien » du 11 juin 1996 marque le retour de la réduction du temps de travail. Elle se veut optionnelle et n'agit pas sur la norme de durée légale. Elle instaure un dispositif d'incitation à la réduction négociée du temps de travail fondée sur une exonération de cotisations sociales patronales en échange de création ou de maintien d'emploi dans les mêmes proportions que la baisse de la durée du travail.

Au printemps 1997, les élections législatives françaises entraînent la constitution d'une majorité parlementaire dite de la « gauche plurielle ». Devant le maintien à un niveau élevé du chômage et l'échec des politiques antérieures pour les résorber, l'idée est de plus en plus

répandue que des politiques d'enrichissement de la croissance en emploi sont nécessaires pour lutter contre le chômage. Le nouveau gouvernement fait rapidement de la réduction du temps de travail une des priorités de son action. Comme en 1982, le gouvernement incite à la négociation en promettant d'en valider ultérieurement les dispositions par une loi (Freyssinet, 1997). Mais cette fois, lors de la *Conférence nationale sur l'emploi, les salaires et le temps de travail* du 10 octobre 1997 avec les organisations syndicales et patronales, il annonce son intention de réduire à 35 heures la durée légale du travail. Les grandes lignes de la démarche du gouvernement sont données à l'issue de cette conférence : un projet de loi d'orientation et d'incitation à la réduction du temps de travail fixant l'objectif de la durée légale à 35 heures sera déposé devant le Parlement dès la fin 1997, les entreprises de petite taille disposeront de deux années supplémentaires pour se préparer à l'objectif des 35 heures et le projet de loi définira également les modalités d'un dispositif d'incitations financières pour les entreprises qui négocieront une baisse de la durée du travail (3). Mais le point le plus important, soulevé lors de la Conférence, concerne les modalités concrètes de mise en œuvre de la baisse de la durée légale et de redéfinition des autres normes temporelles associées à la RTT. En effet, la loi définissant ces modalités ne sera établie qu'après la réalisation, au second semestre 1999, d'un bilan des négociations menées dans les branches et les entreprises et dont elle devra tenir compte.

La méthode des lois dites « Aubry », alliant réduction de la durée légale par voie législative et incitation à la négociation de branche et d'entreprise, ouvre ainsi la possibilité aux syndicats de salariés et aux organisations patronales de se saisir du dispositif et d'influer sur le contenu et les modalités de la loi. D'où l'intérêt d'analyser les stratégies adoptées par les différents acteurs au cours du processus d'élaboration de ces lois avant de présenter une synthèse des travaux d'évaluation de ses effets et, plus généralement, des conséquences d'une réduction du temps de travail sur l'emploi, les salaires et les conditions de travail des salariés.

1. Cf. encadré 1 pour la définition de la durée légale et de toutes les autres normes relatives au temps de travail.

2. La plus importante, la modulation annuelle de l'horaire collectif de travail, déroge ainsi à la fois à la règle de fixation hebdomadaire de l'horaire collectif de travail et au régime des heures supplémentaires.

3. Une présentation détaillée de la loi est donnée dans Doré (2000).

## Un processus législatif en deux étapes...

Aucun accord ni compromis n'a pu émerger à l'issue de la Conférence nationale sur l'emploi, les salaires et le temps de travail, et Jean Gandois, le président de la principale organisation patronale, le CNPF, démissionne. Ernest-Antoine Seillière lui succède. Le Medef remplace le CNPF en 1998 et se lance dans une stratégie d'opposition aux 35 heures. Son argument principal était que, contrairement à la loi « Robien », les 35 heures n'étaient plus un choix, mais devenaient une obligation pour l'ensemble des entreprises.

Un an après cette conférence, la première loi « Aubry » est votée le 13 juin 1998. Celle-ci fixe, dans le secteur privé, la durée légale du travail à 35 heures au 1<sup>er</sup> janvier 2000 pour les entreprises de plus de 20 salariés et au 1<sup>er</sup> janvier 2002 pour les autres. Sur les 14,5 millions de salariés concernés à terme, les trois quarts le sont donc par la première échéance, et 80 000 sur les 1,3 million d'entreprises. Comme cela avait été annoncé lors de la conférence pour l'emploi, la loi comporte deux volets. D'une part, un premier volet dans lequel est annoncée une réduction forte de la durée légale du travail, fixée par la loi et considérée comme l'élément moteur du processus et, d'autre part, un deuxième volet qui renvoie la question des modalités de mise en œuvre – heures supplémentaires, temps de travail des cadres, modulation, temps partiel, Smic – au vote, environ un an plus tard, d'une seconde loi, qui devra s'inspirer du contenu des négociations collectives de branche et d'entreprise intervenues entre temps. L'originalité de cette démarche est d'avoir à la fois consolidé le rôle central de la loi pour l'édiction d'une nouvelle norme de durée du travail et encouragé les branches et les entreprises à négocier sur les autres normes temporelles en s'engageant à en valider les dispositions dans une seconde loi.

Une des conditions nécessaires à la réussite de ce processus en deux étapes engagé par les pouvoirs publics reposait sur la signature, avant l'échéance prévue pour le bilan de la première loi, d'un nombre important d'accords de réduction du temps de travail. En effet, les modalités de mise en œuvre de la seconde loi devaient pouvoir s'inspirer du contenu des négociations intervenues entre les deux lois. Pour cela, afin d'inciter les entreprises à réduire leur durée effective avant les échéances légales, des aides financières leur étaient accordées, sous certaines conditions, en cas de baisse de la durée du travail de 10 % pour

une hausse ou un maintien de leur effectif de 6 % (4). Pour bénéficier de l'incitation financière prévue par l'article 3 de la première loi, les entreprises devaient, en outre, s'engager à calculer de la même façon – à mode constant – la durée du travail avant et après la RTT (cf. encadré 1). Ceci interdisait, en particulier, d'exclure du temps de travail des pauses précédemment incluses ou des jours fériés auparavant chômés. La réduction de la durée devait être d'amplitude forte et avoir lieu en une seule fois afin d'éviter que la baisse de la durée de travail puisse être compensée par des gains de productivité tels qu'ils éviteraient de recourir à la création d'emplois (5).

## ... afin de permettre aux négociations de peser sur la seconde loi

L'objectif recherché par les pouvoirs publics durant la période transitoire était qu'un maximum d'entreprises réduise leur durée effective du travail avant 2000, date de la baisse de la durée légale pour les entreprises de plus de 20 salariés. Il s'agissait d'asseoir la légitimité des 35 heures sur un vaste mouvement de négociations de branche et d'entreprise, mais aussi de donner un nouvel élan au dialogue social dans l'entreprise, voire à terme, de transformer le système français de relations professionnelles.

Dans la loi, la réduction du temps de travail est présentée comme un moyen pour les entreprises d'accroître leurs performances grâce à des réorganisations du travail permettant, en particulier, d'introduire une organisation temporelle plus flexible grâce à la modulation de la durée du travail. Or, pour les employeurs, de telles réorganisations sont plus faciles à négocier au niveau le plus décentralisé, celui de l'entreprise ou de l'établissement. C'est pourquoi la négociation d'entreprise, qui a pris le pas sur la négociation de branche depuis le milieu des années 1980, s'est largement développée sous l'impulsion de la réduction du temps de travail (6). Mais la faiblesse des syndicats en France constitue un frein

4. Une présentation détaillée des différents scénarios de réduction du temps de travail étudiés avant le vote des lois « Aubry » et des paramètres retenus pour le calcul du montant des aides incitatives est faite dans l'aticle de Gubian, Jugnot, Lerais et Passeron (2005) dans ce même numéro.

5. Une baisse de la durée d'une heure seulement, comme dans le cas du passage de la durée légale de 40 à 39 heures en 1982 peut être plus facilement compensée par une intensification du travail, ou non mise en place de façon effective par les entreprises qui préfèrent, dans certains cas, le paiement d'une heure supplémentaire hebdomadaire.

6. Alors que le nombre d'accords d'entreprise atteignait à peine 10 000 à la fin des années 1980, il dépasse ce seuil dès 1997 du fait de la loi « Robien », et triple en 1999, sous l'impulsion de la première loi « Aubry ».

aux capacités de négociation des entreprises (7). En effet, à cette époque, pour qu'un accord d'entreprise soit validé, il doit être signé par un délégué syndical, même si son syndicat est minoritaire lors des élections professionnelles. En contrepartie, les syndicats majoritaires peuvent exercer leur droit d'opposition, lorsque l'accord déroge aux normes légales, cas de la plupart des dispositifs d'aménagement du temps de travail. La majorité des petites entreprises étant dépourvue de délégués syndicaux (8), la loi a donc cherché à modifier les règles de représentation professionnelle avec, au-delà de la mise en œuvre de la RTT, l'objectif de relancer le dialogue social à plus long terme.

La principale innovation introduite par la première loi « Aubry » était donc la possibilité pour les entreprises de moins de 50 salariés (9) de bénéficier de l'aide incitative par accès direct c'est-à-dire en appliquant directement un accord de RTT signé au niveau de la branche et prévoyant le recours à cette aide. Parmi les entreprises passées à 35 heures avec le bénéfice de l'aide « Aubry 1 », une sur cinq a suivi cette procédure. Par ailleurs, le mécanisme original

du mandatement, introduit par l'accord national interprofessionnel de 1995, est encouragé par cette première loi. Cela permet, en l'absence de délégué syndical dans une entreprise, qu'un salarié de l'entreprise, « mandaté » par une organisation syndicale représentative au plan national, puisse négocier et signer un accord. Cette pratique s'est largement diffusée puisque, avant 2000, sept accords de réduction du temps de travail sur dix – toutes tailles d'entreprises confondues – ont été négociés par un salarié mandaté (Bloch-London, Pham et Zilberman, 2002) (10).

7. En 2003, le taux de syndicalisation est de 8,2 % tous secteurs confondus, et 5,2 % pour les salariés du secteur privé (Amossé, 2004).

8. En 1999, selon l'enquête spécifique Acemo sur les modes de représentation du personnel, 20 % des établissements de 10 salariés ou moins n'avaient pas de délégué syndical (Dares, 2001).

9. C'est à partir de ce seuil que la reconnaissance de délégués syndicaux est obligatoire, lorsqu'il y en a.

10. Sauf mention contraire, les chiffres cités dans la suite sont issus de ce texte.

#### Encadré 1

### LE RÉGIME JURIDIQUE DE LA DURÉE DU TRAVAIL D'UNE LOI « AUBRY » À L'AUTRE

**La durée légale** n'est pas obligatoire. Elle constitue le seuil de déclenchement de certaines garanties : au-delà des heures supplémentaires, en deçà le chômage partiel. Elle sert de norme de référence pour le temps partiel.

La durée légale n'est pas non plus un minimum, ni un maximum. Elle peut être dépassée dans la limite légale des durées maximales :

- limites journalières (10 heures)
- et hebdomadaires (48 heures sur une même semaine, 46 heures ramenées à 44 par la seconde loi « Aubry » sur 12 semaines consécutives).

Certaines professions, dans certains secteurs, sont encore soumis à un régime « d'équivalence » afin de prendre en compte des temps de présence plus longs sur le lieu de travail

Les **heures supplémentaires** ne sont autorisées que dans la limite de la durée maximale hebdomadaire de travail et sont soumises à un **contingent** annuel **légal** fixé à 130 heures par salarié, maintenu à ce niveau par la seconde loi « Aubry ».

Elles donnent droit aux salariés à :

*Avant la première loi « Aubry » :*

- majoration de 25 % pour les 8 premières heures (de la 40<sup>e</sup> à la 47<sup>e</sup> et 50 % à partir de la 48<sup>e</sup>) ;

- et à un repos compensateur de 50 % obligatoire au-delà de la 41<sup>e</sup> heure, et de 100 % au-delà du contingent légal (50 % pour les entreprises de 10 salariés et moins).

À partir de la seconde loi « Aubry », les 4 premières heures supplémentaires (entre la 36<sup>e</sup> et la 39<sup>e</sup> heure) donnent lieu à :

- une bonification de 10 % pendant une période de transition (un an pour les entreprises de plus de 20 salariés, jusqu'en 2003 pour les autres) puis à une majoration de 25 % ensuite ;
- une majoration de 25 % de la 40<sup>e</sup> à la 43<sup>e</sup> heures, 5 % au delà de la 44<sup>e</sup> ;
- le régime du repos compensateur obligatoire reste identique.

**La modulation** de l'horaire collectif de travail, introduite par l'ordonnance de 1982, permet de faire varier la durée du travail sur toute ou partie de l'année, sans devoir rémunérer les heures supplémentaires, dès lors qu'elles ne dépassent pas la durée légale en moyenne sur l'année et que les maxima quotidiens et hebdomadaires sont respectés. Elle doit être mise en place soit par accord de branche étendu, soit par accord d'entreprise ou d'établissement.

## Les stratégies des différents acteurs

Les conditions de mise en œuvre de la RTT dans les entreprises ont été largement influencées par la méthode en deux étapes retenue par les lois « Aubry », conférant à la négociation de branche et d'entreprise un rôle essentiel dans la définition des nouvelles normes de temps de travail accompagnant sa réduction. D'où l'importance d'analyser la stratégie adoptée par les différents acteurs sociaux et les thèmes abordés lors de la négociation des premiers accords.

### Pour le Medef : atténuer la seconde phase du processus...

Après s'être opposé à la RTT lors de la conférence d'octobre 1997, le Medef a misé sur l'échec de la phase incitative de la première loi « Aubry ». Son objectif était d'amener le gouvernement, face au constat que la grande majorité des entreprises n'avaient pas entamé de négociations sur les 35 heures, à renoncer ou à atténuer la seconde phase du processus.

Dans cette optique, dès juillet 1998, à l'instar de l'UIMM (12) (Union des Industries Métallurgiques et Minières), plusieurs syndicats patronaux de branche ont négocié des accords dont certaines dispositions visaient à limiter l'effectivité de la RTT. Ils ont d'abord cherché à minimiser l'ampleur effective de la RTT en excluant du temps de travail effectif des temps de pause, d'habillement et une partie du temps de formation, en limitant le surcoût grâce à l'accroissement du contingent annuel d'heures supplémentaires au-delà du maximum légal – alors fixé à 130 heures par salarié et par an – et enfin en limitant le nombre de cadres concernés par la RTT (13).

Un certain nombre de grandes entreprises ont alors suivi cette voie en signant des accords qui développaient la flexibilité du temps de travail tout en limitant sa réduction et les embauches (14). À la veille de la seconde loi, 122 branches couvrant près de 10 millions de salariés avaient signé un accord de RTT. Cette situation est paradoxale. D'un côté le gouvernement s'est félicité de ce développement inédit de la négociation de branche et a étendu (11), partiellement ou totalement, un grand nombre d'accords, se focalisant contre celui de la métallurgie. D'un autre côté, la logique de plusieurs de ces accords de branche et de grandes entre-

prises visait à éviter aux entreprises de s'inscrire dans le dispositif d'aide incitative, dont les conditions d'ampleur effective de la RTT et d'emploi étaient considérées comme trop rigides, afin de peser ainsi sur le contenu de la seconde loi (Bloch-London, 2000).

### ... face à des organisations syndicales divisées

Les confédérations syndicales, se sont montrées non seulement divisées sur la plupart des questions soumises à la négociation – flexibilité, temps de travail des cadres, notamment – mais aussi sur la stratégie à adopter : primauté du rôle de la négociation de branche pour la CGT-FO, soutien au passage aux 35 heures par voie législative pour la CGT et la CFDT (15). Cette dernière est la seule à avoir défendu la modulation du temps de travail, à condition qu'elle implique un moindre recours aux heures supplémentaires, du fait de la baisse du contingent. En revanche, il y avait unanimité sur une augmentation nominale du Smic de 11,4 %, proportionnelle à l'ampleur de la RTT. Mais cette question n'était justement pas du ressort des négociations de branche, aussi les différentes confédérations se sont-elles rarement accordées sur des compromis jugés acceptables, comme en témoigne le fait que la CGT n'ait signé que 15 des 101 premiers accords de branche, tandis que la CGT-FO en signait 54 et la CFDT, la CFTC et la CGC un peu plus de 60 chacune.

En revanche, dans les entreprises, les compromis ont été plus facilement trouvés, y compris sur la modulation et l'annualisation du temps de travail, probablement parce que les contreparties en termes d'emploi et de salaires sont plus perceptibles qu'au niveau de la branche. Aussi, lorsqu'ils étaient présents, les syndicats ont signé 8 à 9 accords sur 10.

11. L'extension d'un accord de branche par le ministère du Travail et de la Solidarité a pour effet de la considérer conforme au droit et devant s'appliquer à l'ensemble des entreprises entrant dans le champ de la convention collective.

12. Accord signé par la CGT-FO, CFTC et CGC.

13. Les différents concepts relatifs à la durée du travail cités ici sont détaillés en encadré 1. De plus, les arguments présentés ici seront repris en détail dans la partie suivante.

14. Par ailleurs, les constructeurs automobiles ont préféré négocier avec le gouvernement le financement d'un plan ad hoc de préretraites contre embauches de jeunes, dont le nombre a été nettement inférieur à celui des départs. Les économies ainsi réalisées sur la masse salariale et le développement de la flexibilité financent d'ailleurs largement le passage à 35 heures.

15. Le détail des positionnements des différents acteurs est donné dans Liaisons Sociales (1999).

## Les entreprises qui ont anticipé la réduction sont surtout des entreprises indépendantes

Malgré l'hostilité du Medef et de plusieurs fédérations patronales, un certain nombre d'entreprises « anticipatrices » sont toutefois passées à 35 heures dans le cadre du dispositif incitatif. En effet, fin 1999, à la veille du vote de la seconde loi « Aubry », environ 30 000 entreprises employant un peu plus de 2 millions de salariés étaient déjà passées à 35 heures dans ce cadre (16). Il s'agit surtout de petites entreprises : près des trois quarts de moins de 50 salariés. De même, certaines branches, à l'instar de la CAPEB (Confédération des artisans et petites entreprises du bâtiment) (17), ont choisi de se saisir de la loi et ont négocié des clauses appropriées à la situation particulière des entreprises artisanales.

Les entreprises qui se sont engagées dans un processus de RTT dès 1998 et début 1999, qu'elles aient déjà signé un accord ou qu'elles soient en cours de négociation, étaient pour la plupart indépendantes des grands groupes qui ont suivi la position du Medef. Une enquête, menée en mars 1999 auprès d'un échantillon de 500 chefs d'entreprise (18), donne des informations sur leurs caractéristiques. À partir des données de cette enquête, Aucouturier et Coutrot (2000) montrent que les caractéristiques organisationnelles – pratiquer le « juste-à-temps », l'ouverture en continu, la modulation ou développer les qualifications – sont très fortement corrélées à la RTT (19). Mais ils soulignent surtout que le type de relations professionnelles prévalant dans l'entreprise se révèle un facteur déterminant du choix de la RTT. La présence de représentants du personnel favorise la négociation, quelle que soit l'organisation syndicale implantée. Les positions politiques des chefs d'entreprise semblent aussi avoir eu une influence : l'accord de RTT est d'autant plus négocié et signé que l'employeur se dit favorable au fait syndical et déclare préférer une politique active en faveur de l'emploi au libéralisme économique. Dans les négociations, l'emploi a été le facteur déterminant, devant l'amélioration des conditions de vie des salariés.

## La remise à plat des temps travaillés

**P**récedemment à la première loi « Aubry », l'article L212-4 du code de travail ne définissait le temps de travail effectif que de manière négative, par exclusion de certains

temps non directement productifs (« temps nécessaire à l'habillage et au casse-croûte » par exemple).

## Redéfinir le temps de travail

La définition de la durée effective du travail et le mode de décompte de sa durée sont un point clé du dispositif « Aubry ». Le problème posé par la définition du temps de travail effectif a d'ailleurs soulevé d'épineux débats lors de la discussion de la première loi à l'Assemblée nationale et donné lieu au vote d'un amendement donnant une définition complémentaire du temps de travail effectif, à savoir : « *le temps pendant lequel le salarié est à la disposition de l'employeur et doit se conformer à ses directives sans pouvoir vaquer à des occupations personnelles* ». Dans l'esprit du législateur, cela devait permettre de clarifier la notion de temps de travail effectif en distinguant, parmi les temps de présence non productifs, ceux qu'il fallait assimiler à du temps de travail effectif et ceux qui ne devaient pas en relever. Pour certaines fédérations patronales et chefs d'entreprise, cela est devenu un enjeu majeur des négociations permettant de remettre à plat les temps travaillés et non travaillés et d'exclure certains temps de présence non productifs du temps de travail effectif : pauses, temps d'habillage, jours fériés, temps consacré à la formation. Leur exclusion du temps de travail effectif permet d'atteindre 35 heures avec une RTT nettement inférieure à 10 %. Ainsi, l'accord d'un constructeur automobile, qui appliquait déjà une durée conventionnelle – celle de la métallurgie – de 38 h 30, incluant 1 h 45 de pauses, a estimé le temps de travail effectif à 36 h 45, ce qui a permis de passer à 35 heures en ne réduisant effectivement la durée que d'1 h 45.

Dans un certain nombre de cas, en particulier dans les branches agroalimentaires, le temps d'habillage et de déshabillage est demeuré exclu du temps de travail effectif dans la seconde loi,

16. La montée en charge des différents accords de réduction du temps de travail est décrite dans Passeron (2000) ou Fiolo, Roger et Passeron (2000).

17. Accord signé le 9 septembre 1998 par la CFDT et la CFTC avec l'adhésion de FO.

18. L'échantillon comprenait des établissements passés à 35 heures, dans le cadre des dispositifs « Robien » et « Aubry 1 » ainsi que des établissements n'ayant pas négocié d'accord de RTT.

19. On retrouve un résultat analogue dans Askenazy (2003) à partir de l'enquête Relations Professionnelles et Négociations Salariales d'Entreprise (Reponse 98). La corrélation est également forte avec l'usage des technologies de l'information et de la communication.

mais un accord collectif doit, en échange, stipuler des contreparties. D'autres dispositions comme le décompte des jours fériés ou des jours de formation, négociées dans les accords, ont été invalidées par la seconde loi. Certains accords, tel celui signé dans les banques par un seul syndicat le SNB-CGC et annulé par la suite, avaient, en effet, revu les dispositions conventionnelles en matière de jours fériés. Seul le 1<sup>er</sup> mai étant légalement un jour férié et chômé, les autres jours précédemment chômés ont été décomptés du temps de travail effectif. D'autres accords, tels ceux de la métallurgie ou de l'hospitalisation à but non lucratif, s'appuyant sur la possibilité (20) que 25 % de la formation qualifiante puisse, au nom du co-investissement, se dérouler en dehors du temps de travail, ont tenté de l'en exclure totalement (Bloch-London, 2000).

### L'enjeu des heures supplémentaires...

L'un des autres enjeux de ces négociations de branche a été la question des heures supplémentaires. La loi n'impose pas le passage immédiat et uniforme aux 35 heures, mais elle rend plus coûteuses les heures au-delà de cet horaire. En effet, la durée légale n'est pas obligatoire, elle constitue le seuil de déclenchement de certaines garanties : au-delà les heures supplémentaires, en deçà le chômage partiel. De plus, à partir d'un certain nombre d'heures supplémentaires – contingent légal –, un repos compensateur obligatoire doit être accordé aux salariés (cf. encadré 1).

Pour les négociateurs patronaux, les heures supplémentaires entre la 36<sup>e</sup> et la 39<sup>e</sup> heure devaient être le plus accessible possible et entraîner un surcoût faible. Une majoration, même de 25 % – c'était le maximum annoncé dans l'exposé des motifs de la première loi – leur semblait préférable à un abaissement du seuil de déclenchement du repos compensateur obligatoire, c'est-à-dire du contingent légal, jusqu'à présent fixé à 130 heures. À titre transitoire, pour un an, la seconde loi a limité la majoration des heures supplémentaires, symboliquement dénommée « bonification », à 10 % (au lieu de 25 %), sous forme de repos (soit 6 minutes pour une heure supplémentaire) ou, à condition qu'un accord collectif le négocie, sous forme monétaire.

Restait l'enjeu central : le niveau du contingent légal, niveau de déclenchement d'un repos compensateur de 100 % dans les entreprises de plus de dix salariés (50 % dans les autres), dont la

fixation était du seul ressort de la seconde loi. La CGT et la CGC revendiquaient de l'abaisser (respectivement à 117 et 110 heures), la CFDT n'y étant favorable qu'en cas de modulation. Quant au Medef et à la CGPME (Confédération générale des petites et moyennes entreprises), ils souhaitaient l'augmenter (à 188 et 200 heures). Nombre de branches ont alors négocié un contingent conventionnel à la hausse, cherchant ainsi à faire pression sur la seconde loi. Mais celle-ci a maintenu le contingent légal à 130 heures, ne le réduisant à 90 heures qu'en cas de modulation. Néanmoins, là aussi, une période de transition de deux ans a été accordée en permettant au contingent de s'imputer progressivement : au-delà de la 37<sup>e</sup> heure en 2000, de la 36<sup>e</sup> en 2001 et ce n'est qu'en 2002 qu'il s'est appliqué au-delà de la 35<sup>e</sup> heure pour les entreprises de plus de 20 salariés ; ces échéances devant être alors reculées de 2 ans pour les entreprises de 20 salariés et moins. Ces dispositions devaient ainsi permettre à une entreprise de plus de 20 salariés de rester à 39 heures jusqu'en 2002, mais lui laissaient alors peu de marge de manœuvre en cas d'aléas conjoncturels.

### ... et du temps de travail des cadres

Enfin, autre enjeu important des négociations, le temps de travail des cadres, a été l'occasion pour nombre de représentants patronaux de tenter de limiter le nombre de salariés concernés par la RTT. Ils ont ainsi cherché à étendre le forfait « tous horaires » à des cadres non dirigeants (21). Mais la seconde loi n'a pas légitimé cette tentative, ni celle visant à étendre la catégorie cadres à d'autres salariés, notamment des techniciens. En revanche, elle a entériné la possibilité de négocier par accord collectif – n'ayant pas fait l'objet d'une opposition d'un syndicat majoritaire – un forfait en jours travaillés, fixant un plafond légal à 217 jours pour les cadres jouissant d'une réelle autonomie dans leur travail. Ce forfait implique la suppression des maxima horaires quotidiens (10 heures) et hebdomadaires (48 heures). Seule est demeurée l'obligation fixée par une directive européenne de bénéficier d'un repos quotidien de 11 heures

20. Article L 932-1 du Code du travail.

21. Avant les lois « Aubry », les règles de droit commun concernant la durée du travail s'appliquaient aux cadres, mais la jurisprudence a admis une exception pour les cadres dirigeants qui ont bénéficié d'une convention de forfait, dit « forfait tous horaires » selon laquelle leur rémunération est indépendante de leur temps de travail. Seule cette catégorie de cadres a été explicitement exclue du champ de la RTT par la seconde loi « Aubry ».

consécutives et d'un jour hebdomadaire, légalisant ainsi les longues journées de travail des cadres. On peut se demander si ces deux solutions particulières aux cadres, forfait tous horaires et forfait jours ont pris suffisamment en compte l'enjeu spécifique que constitue la RTT pour eux, à savoir la redéfinition de leur charge de travail et de leurs missions. Le forfait tous horaires renonce, en effet, à prendre en compte cette spécificité et ses rythmes journaliers ou hebdomadaires ; le forfait jours renonce à mesurer leur temps au nom d'une spécificité absolue (Bouffartigue et Bouteiller, 2000).

Dans la pratique, la grande majorité des cadres (7 sur 10 avant 2000, 9 sur 10 depuis) ont été intégrés au processus de RTT, bénéficiant, pour la moitié d'entre eux avant 2000, des mêmes modalités que les autres salariés. Certains se sont vu proposer des jours de RTT, d'autres un forfait jours. C'est le cas de près de 3 cadres sur 10, dans les entreprises ayant déclaré fin 2000 être déjà passées à 35 heures.

### **De la modulation à l'annualisation du temps de travail**

Les possibilités de flexibilité que permet la modulation de la durée du travail sur tout ou partie de l'année, en évitant le paiement des heures supplémentaires, existaient depuis 1982, et avaient été assouplies au fil des différentes lois, aboutissant à trois types de modulation. La grande majorité des accords de branche négociés entre les deux lois « Aubry », y compris dans celles peu soumises à des fluctuations saisonnières, ont arrêté la possibilité de recourir à la modulation, la plupart du temps par accès direct.

S'appuyant sur les accords de branche, qui ont fixé une durée annuelle de référence en cas de modulation (22), la seconde loi a légalisé l'existence d'un plafond annuel à 1 600 heures, et ce faisant, édicté une nouvelle norme de durée fondée sur l'année. Néanmoins, et il s'est agi là d'un tournant important, le Conseil constitutionnel a validé les clauses des accords ayant mis en place une modulation prévoyant un volume annuel d'heures de travail supérieur à 1 600 heures, sur une base de 35 heures en moyenne, car ces accords étaient conformes à la législation en vigueur lors de la première loi. Ceci a permis de valider les accords ayant négocié une durée annuelle de 1 645 heures, en ne déduisant, là aussi, aucun jour férié, à l'exception du 1<sup>er</sup> mai.

### **De l'aide incitative à l'aide pérenne sans contreparties en termes d'emploi et de RTT**

Parallèlement à l'entérinement des principales dispositions issues de la négociation, la seconde loi a supprimé les dispositions qui donnaient à la RTT un caractère contraignant pour les entreprises : le volume d'emploi et l'effectivité de la RTT.

Elle a remplacé l'aide incitative (23) par une aide pérenne, cumulable avec l'aide incitative « Aubry 1 », dont les seules conditions concernaient le passage à 35 heures – ou son équivalent annuel de 1 600 heures – et la négociation d'un accord majoritaire. Le principe d'une aide permanente de l'ordre de 760 € (5 000 francs) avait été annoncé. Finalement, cette aide a pris la forme d'un allègement annuel unique de cotisations sociales, qui fusionne l'aide pérenne de la RTT avec la ristourne « Juppé » sur les bas salaires, alors en vigueur. L'allègement est donc dégressif : de 3 280 € (21 500 francs) par salarié et par an au niveau du Smic à 610 € (4 000 francs) pour 1,8 Smic et au-delà (Gubian, 2000).

Aucune obligation en termes de mode de décompte du temps de travail n'était exigée pour bénéficier de l'aide pérenne de la loi « Aubry 2 ». Ainsi, 18 % des établissements passés à 35 heures en 2000 ont déduit des pauses du mode de décompte de la durée du travail ; un tiers des salariés a été concerné. C'est la raison pour laquelle l'ampleur effective de la RTT n'est plus que de 8 % en moyenne en 2000 (Pham, 2002). De même, aucune obligation en termes de volume d'emploi n'était plus imposée, mais la déclaration adressée à l'Urssaf devait néanmoins indiquer le nombre d'emplois qu'il était prévu de créer ou de maintenir, même s'il était nul.

### **De nouvelles règles de représentation professionnelle : mandatement et accord majoritaire**

La seconde loi a remis en cause la possibilité qu'un accord d'entreprise, signé par un ou plusieurs syndicats minoritaires, puisse bénéficier des aides de l'État. Pour ce faire, l'accord devait avoir été signé par une ou plusieurs organisations syndicales ayant obtenu la majorité des

22. Se situant entre 1 539 et 1 652 heures, avec deux exceptions à 1 820 heures.

23. Sauf pour les entreprises de moins de 20 salariés qui peuvent en bénéficier jusqu'en 2002.

suffrages aux dernières élections professionnelles. Le législateur a ainsi satisfait une revendication portée par plusieurs centrales syndicales visant à mieux asseoir la légitimité du contenu des accords auprès de la majorité des salariés et à éviter les procédures d'opposition par les syndicats non signataires.

La seconde innovation en matière de représentation syndicale a consisté à exiger qu'un accord signé par un salarié « mandaté » soit ratifié par un vote du personnel.

### La question de la compensation salariale

La question de la compensation salariale, qui avait largement polarisé les débats sur la réduction de la durée du travail et été au cœur des conditions d'équilibre économique prônées dans les différents scénarios, a finalement pris la forme, dans les accords négociés entre les deux lois, d'une modération salariale ou d'un gel.

Aussi la seconde loi « Aubry » s'est-elle limitée à l'épineuse question du Smic. S'inspirant de la pratique des accords de RTT en matière salariale, elle a prévu uniquement une garantie permettant de maintenir le niveau de rémunération des salariés à temps complet payés au Smic lors de la mise en place des 35 heures. Cette garantie mensuelle s'applique pendant une période transitoire allant du 1<sup>er</sup> janvier 2000 au 1<sup>er</sup> juillet 2005 au plus tard. La mise en place de la garantie mensuelle avait pour objectif de maintenir le niveau de la rémunération mensuelle des salariés payés au Smic lors du passage aux 35 heures et d'assurer ensuite la progression de leur pouvoir d'achat, tout en évitant le surcoût immédiat d'une hausse du Smic horaire de 11,4 % pour les entreprises restées à 39 heures, en particulier les petites entreprises où la part des salariés au Smic est la plus importante. Deux principes sont à l'œuvre : d'une part, celui du maintien de la rémunération pour les salariés déjà en place et réduisant leur durée du travail – avec pour conséquence implicite un salaire horaire plus élevé que le Smic – et, d'autre part, celui d'une revalorisation légale plus lente que pour le Smic horaire (MASTS, 2002). Le mécanisme de revalorisation est tel que plus l'entreprise passe tôt aux 35 heures, plus la garantie est faible pour les salariés. Le fait que la garantie soit calculée chaque année a conduit à l'existence de garanties aussi nombreuses que de revalorisations du Smic puisque les garanties obéissent à un mécanisme d'indexation différent de celui du Smic horaire. Au total, en

juillet 2002, sept niveaux de salaire minimum coexistaient (24). Mais le principe « à travail égal, salaire égal » rappelé fermement par le Conseil d'État entre les deux lois a imposé une harmonisation avant 2005 (25).

## Premières évaluations des 35 heures

Six ans après le début du processus négocié de réduction de la durée du travail, près de 60 % des salariés du secteur concurrentiel travaillaient dans des entreprises passées à 35 heures (26). La montée en charge de la réduction du temps de travail a été toutefois très inégale selon la taille des entreprises. Alors que 85 % des salariés travaillant dans des entreprises de plus de 200 salariés sont à 35 heures, ils étaient à peine 50 % dans les entreprises de 20 à 50 salariés et 23 % dans celles de 20 salariés et moins (27).

À ce jour, on dispose de premières évaluations des lois « Aubry » de réduction du temps de travail. Elles abordent de multiples enjeux : impact économique – salaire, emploi, performances économiques –, impact sur les négociations, transformations des conditions de travail des salariés. Il faut souligner que les travaux présentés sont essentiellement des travaux d'évaluation *ex post* de la mise en place de la loi, réalisés à partir d'enquêtes statistiques ou de monographies. En effet, une confusion importante a pu être entretenue, en particulier entre les deux lois, par l'annonce d'un nombre d'emplois créés ou préservés calculés à partir des seuls engagements en termes d'emploi annoncés lors de la signature des accords ou conventions de réduction du temps de travail.

### L'ampleur de la réduction du temps de travail varie selon le dispositif retenu

Comme cela a été mis en évidence par de nombreux travaux de la Dares (Passeron, 2000 ; Ulrich, 2001 ; Bunel, Coutrot et Zilberman

24. Voir Chauvin et Heyer (2001) ou MASTS (2002) pour plus de détails.

25. De fait, la loi du 17 janvier 2003 concrétise l'objectif de convergence inscrit dans la seconde loi « Aubry ».

26. À la fin du premier semestre 2003, date de clôture de l'accès aux allègements, 9 millions de salariés étaient employés dans des entreprises ayant négocié un accord de réduction de la durée du travail ou appliqué un accord de branche. Ces entreprises se répartissent en 274 000 de 20 salariés ou moins employant 1,2 million de personnes et 56 000 entreprises de plus de 20 salariés dont les effectifs s'élèvent à 8,7 millions (METCS, site internet).

27. Ces chiffres sont issus de la base statistique Dares-Urssaf.

2002 ; Pham 2002) et souligné par Gubian, Jugnot, Lerais et Passeron (2005) dans ce même numéro, l'ampleur de la baisse de la durée du travail varie selon le dispositif de réduction du temps de travail dans lequel se sont inscrits les entreprises ou les établissements. En effet, hormis pour ceux ou celles ayant bénéficié de l'aide incitative dans le cadre de la première loi « Aubry », il n'y a pas d'obligation de maintien du même mode de calcul de la durée avant et après la RTT. La durée collective au sein d'un établissement ou d'une entreprise peut donc passer de 39 à 35 heures sans que cela se soit accompagné d'une baisse effective de la durée du travail de 4 heures. Par conséquent, si, pour les entreprises ayant réduit leur durée dans le cadre de l'aide incitative de la loi « Aubry 1 », la baisse effective de la durée est d'environ 10 %, elle n'est estimée que de 6,4 % (Passeron, 2000) à 8 % (Pham, 2002) dans les entreprises ayant réduit leur durée sans aide incitative.

De façon globale, l'indicateur traditionnel de la durée collective du travail, calculée à partir des enquêtes *Acemo* de la Dares, indique une baisse de presque 3 heures de la durée du travail en 4 ans à la suite de la mise en place des différentes lois de réduction du temps de travail (Gubian, Jugnot, Lerais et Passeron, 2005). La baisse est inférieure aux 10 % attendus car toutes les entreprises ne sont pas passées aux 35 heures à la fin de la période d'observation. La mesure de la durée collective fournie par les enquêtes *Acemo* ne donne toutefois qu'un indicateur très imparfait de la baisse effective de la durée du travail. En effet, ces enquêtes ne permettent pas de prendre en compte les modifications intervenues dans le mode de décompte du temps de travail lors de la mise en place de la RTT.

### Le développement de la flexibilité

La mise en œuvre de la RTT a été l'occasion, pour de nombreuses entreprises, de recourir à la modulation du temps de travail afin d'introduire une organisation temporelle plus « flexible » permettant d'adapter les horaires à l'activité et d'éviter le paiement des heures supplémentaires et des temps morts improductifs (28). Ce dispositif existait depuis 1982 mais il était peu diffusé (29), alors que son utilisation semble jouer comme une contrepartie consentie aux employeurs en échange de la réduction de la durée du travail. Bunel, Coutrot et Zilberman (2002) montrent, en effet, que plus de la moitié des salariés sont concernés par la mise en œuvre de la modulation à la suite de la RTT.

Globalement absente des simulations macro-économiques de RTT, mais aussi des travaux théoriques antérieurs à la promulgation de la seconde loi « Aubry », l'introduction de la flexibilité dans les entreprises qui ont réduit le temps de travail est un élément important de la mise en œuvre de la loi. Cette question était considérée comme une des clés de la réussite des 35 heures par une partie du gouvernement, avant même le vote de la première loi. Celle-ci présentait d'ailleurs explicitement la modulation comme un moyen pour les entreprises de « tirer parti de la réduction du temps de travail ».

L'enjeu de la « flexibilité » dépasse le simple cadre d'une optimisation des horaires de travail. Plusieurs études monographiques illustrent ce phénomène. Pelisse (2000), par exemple, montre, à partir de monographies d'entreprises pionnières, comment les 35 heures s'accompagnent d'une annualisation, synonyme de flexibilité accrue, soit par l'introduction d'une modulation réduisant collectivement la durée du travail des salariés en la faisant correspondre aux périodes haute et basse de la modulation ; soit par l'introduction de « jours de RTT » (30) qui, lorsqu'ils sont octroyés collectivement à l'initiative de l'employeur en fonction des variations d'activité, s'apparentent à une forme de modulation. Pour leur part, Jacquot et Setti (2002) expliquent comment la RTT, conçue comme un outil de changement, permet de mettre en place de nouveaux modes d'organisation du travail, se traduisant, dans un premier temps, par un renforcement de la flexibilité interne du fait du développement de différentes formes de polyvalence ; puis, lorsque les marges de manœuvre restent insuffisantes, par le recours à la flexibilité externe, redessinant ainsi la frontière et l'usage de ces deux formes de flexibilité. Outre ces travaux portant sur des entreprises pionnières en matière de RTT, l'étude monographique de Charpentier *et al.* (2004) apporte un éclairage sur les entreprises « Aubry 2 » à partir de 4 cas très variés. Ces auteurs montrent que les entreprises étudiées adoptent les 35 heures sans véritable projet économique et organisa-

28. En 1999, 23 % des salariés travaillent dans des entreprises de plus de 10 personnes qui ont prévu par un accord d'entreprise un dispositif de modulation et 20 % dans des entreprises qui y ont effectivement recouru, alors qu'en 1994 ces chiffres étaient respectivement de 10 % et de 6 % (Estrade et Ulrich, 2002).

29. Seules 7,6 % des entreprises de plus de 10 salariés l'avaient négocié en 1994 et la moitié l'avaient mis en œuvre (Bloch-London, 2000) et il s'appliquait seulement à 6 % des salariés (Estrade et Ulrich, 2002).

30. La seconde loi « Aubry » a prévu que la prise de journées ou demi-journées devra se faire « pour partie au choix du salarié et pour partie au choix de l'employeur ».

tionnel. Toutefois, la modulation des horaires ou des jours de RTT sont, là aussi, utilisés pour lisser l'activité de l'entreprise, évitant par exemple des périodes de chômage partiel ou le recours aux heures supplémentaires et se traduisant par un resserrement des temps, vécu par les salariés comme une aggravation de leurs conditions de travail.

Les études réalisées à partir de données d'enquêtes confirment ces résultats. Askenazy (2003) montre, à partir d'une enquête menée début 1999 sur près de 3 000 établissements dont 10 % de pionniers de la RTT (31), que des pratiques de changement organisationnel telles que le « juste-à-temps » sont adoptées à la suite de la réduction de la durée du travail. L'enquête *Passage*, sur les « Projets, attitudes, stratégies et accords liés à la généralisation des 35 heures » de la Dares menée auprès de 1 000 employeurs, aide à systématiser ce constat. Coutrot et Guignon (2002) distinguent ainsi 4 classes ou stratégies d'entreprises ayant pratiqué une RTT. Premièrement, les entreprises qui se contentent de réduire – en fait faiblement – le temps de travail. Deuxièmement, celles, plutôt « Aubry 1 », qui procèdent à d'importants changements organisationnels – principalement la modulation horaire – mais créent des emplois grâce à une forte RTT. Troisièmement, les entreprises, plutôt « Aubry 2 », se distinguant des précédentes par de moindres créations d'emplois. Enfin, quatrièmement, des entreprises qui certes recourent moins à la flexibilité horaire mais assurent une flexibilité interne et externe par, d'un côté la mise en place de nouvelles équipes, le développement de la polyvalence, la baisse de la durée ou de la fréquence des réunions, le développement de nouvelles compétences et de la formation professionnelle, et de l'autre un recours accru à l'intérim. Si l'on tient compte de la flexibilité du travail introduite dans de nombreux cas de façon concomitante à la baisse de la durée, les lois « Aubry » semblent donc pouvoir s'interpréter comme un instrument d'adaptation de l'organisation des (grandes) entreprises françaises à la flexibilité productive, requise dans un contexte technologique et concurrentiel (32).

### **Une modération salariale et une diminution des heures supplémentaires**

Comme souligné par un certain nombre d'articles (par exemple, Heyer et Timbeau, 2001, ou Passeron, 2002), le gel ou la modération salariale conjugués aux aides ont permis de diminuer le temps de travail sans augmenter le

coût du travail. En effet, si les salariés parviennent généralement à maintenir le niveau de leurs salaires mensuels, la plupart des accords comportent des clauses de modération salariale. Les travaux réalisés à partir des enquêtes *Acemo* montrent que, pour les établissements ayant réduit leur durée dans le cadre de la loi « Aubry 1 », la modération salariale est perceptible après la mise en œuvre de la réduction du temps de travail. D'après Passeron (2002), dans les deux années qui ont suivi le 4<sup>e</sup> trimestre 1998, les salaires mensuels moyens de ces entreprises accusent un retard de l'ordre de 0,8 point par rapport aux établissements qui leur sont comparables (taille et secteur identiques). La phase de modération salariale n'étant vraisemblablement pas terminée pour les entreprises de type « Aubry 1 » offensif, l'effet final devrait être supérieur à cette première estimation. De plus, la mesure des évolutions salariales donnée par les enquêtes n'est menée que sur les salaires de base, alors que, d'une part, la négociation porte aussi souvent sur les primes et que, d'autre part, avec le développement de la modulation/annualisation du temps de travail, une partie de la rémunération touchée précédemment sous forme d'heures supplémentaires a disparu, et ceci particulièrement pour les ouvriers. La modération salariale sur l'ensemble des rémunérations est donc sans doute supérieure au chiffre donné.

### **Des effets sur l'emploi deux fois plus importants pour le dispositif incitatif « Aubry 1 »**

L'ampleur de la réduction de la durée, la flexibilité du travail et la modération salariale ont joué simultanément sur l'impact des lois « Aubry » sur l'emploi. Les premiers travaux d'évaluation *ex post* de ces effets concluent à un impact globalement positif, résultat très controversé *ex ante* (Cahuc, 2001). Il est toutefois toujours difficile de fournir un nombre exact de créations d'emploi, car différents problèmes se posent lorsque l'on cherche à calculer un tel nombre (33). En particulier, les entreprises ayant choisi de recourir aux dispositifs incitatifs de

31. Enquête Réponse de la Dares appariée aux fichiers des entreprises passées à 35 heures.

32. Une étude menée pour le ministère du Travail par deux équipes de consultants et chercheurs en gestion dans le cadre du dispositif « Robien » de réduction du temps de travail (antérieur aux lois « Aubry ») mettait déjà en évidence à propos de ce dispositif combien l'aménagement réduction du temps de travail peut être une source d'opportunités économiques (Alis et Faconnier, 2000).

33. Voir, par exemple, Husson (2002).

réduction du temps de travail ont des caractéristiques spécifiques et l'on ne peut pas supposer, *a priori*, que celles-ci sont indépendantes de la manière dont elles gèrent l'évolution de leurs effectifs. Les études ayant pris en compte ce phénomène de sélection (34) mettent en évidence un certain consensus quant au taux de création d'emploi des différents dispositifs de réduction du temps de travail. Les différents auteurs concluent à des effets nets de court terme positifs et significatifs autour de 6 à 9 % de créations d'emplois (35) pour le dispositif « Aubry 1 ». En revanche, les effets nets sur l'emploi seraient d'ampleur beaucoup plus faible, de l'ordre de 3 %, pour les entreprises ayant réduit leur durée sans aide incitative ou dans le cadre du dispositif « Aubry 2 » (36). Crépon, Leclair et Roux (2005) complètent ce constat : les entreprises passées à 35 heures sous « Aubry 1 » ont connu, après leur réduction du temps de travail, de fortes créations d'emplois et de faibles pertes de productivité. Ils en concluent que l'efficacité observée de la réduction du temps de travail des entreprises ayant eu recours au dispositif incitatif « Aubry 1 » pourrait relever plus d'une logique de réduction des coûts de production unitaires que de partage du travail. Les logiques de RTT sont assez différentes pour les entreprises ayant choisi les autres dispositifs. L'effet positif de la réduction du temps de travail observée sur les entreprises « Aubry 1 » ne peut être généralisé à l'ensemble des entreprises.

Ces différents résultats ont été obtenus à partir de données individuelles d'entreprises. D'autres travaux extrapolent au niveau macroéconomique ces résultats afin d'estimer le nombre d'emplois créés par les 35 heures sur le court terme. L'estimation de 350 000 emplois créés entre 1998 et 2002 – dont la moitié induits par les dispositifs incitatifs – avancée par la Dares est ainsi obtenue en appliquant aux effectifs passant à 35 heures les taux de création nets estimés sur les établissements pour chaque dispositif, en tenant compte d'un délai de mise en œuvre de la réduction du temps de travail et d'un délai d'embauche, hors effets potentiels de bouclage.

### **L'impact sur les finances publiques**

*Ex ante*, les lois « Aubry » ont été calibrées dans le double objectif de ne pas augmenter le coût unitaire du travail grâce à des allègements pérennes et de s'autofinancer. Le premier objectif semble rempli. Les gains de productivité, la

modération salariale ont complété les allègements pour laisser globalement inchangé le coût supporté par les entreprises qui ont réduit le temps de travail. L'impact budgétaire des lois « Aubry » est, en revanche, plus difficile à évaluer, notamment sur les conséquences des 35 heures dans le secteur privé pour les comptes sociaux et de l'État.

En termes bruts, en 2002, selon la direction du Budget, les allègements de charges supplémentaires accordés aux entreprises passées aux 35 heures pesaient 7,7 milliards d'euros (37). Si toutes les entreprises étaient passées aux 35 heures à l'horizon 2006, le poids des lois « Aubry » pour les finances publiques aurait atteint 16 milliards, soit 1 point de PIB (38). L'estimation du coût net des 35 heures nécessiterait de pouvoir calculer les rentrées fiscales et sociales des créations d'emplois et les pertes liées à la modération salariale. Cet exercice comporte d'énormes incertitudes. Première incertitude, le nombre d'emplois créés par les 35 heures. Même si on retient le scénario de la Dares pour 2002 de 350 000 créations d'emplois, on ne connaît pas le profil de ces emplois – deuxième incertitude. Les rentrées fiscales et sociales sont bien différentes s'il s'agit d'emplois au niveau du Smic ou homothétiques à la population occupée. On ne dispose également que d'informations fragmentaires sur les bénéficiaires de ces emplois : recevaient-ils des indemnités chômage ? étaient-ils même actifs ?

La Dares et la Direction de la Prévision et de l'Analyse Economique (DPAE) ont toutefois essayé de poser des jalons communiqués à la mission parlementaire Ollier-Novelli (39). La DPAE évalue, pour 2002, à 6,5 milliards les rentrées supplémentaires consécutives aux 35 heures (2,8 milliards de cotisations, 3,1 milliards d'assurance-chômage non payés, 0,5 milliard de TVA supplémentaire). Au total en

34. Bunel (2005), Crépon, Leclair et Roux (2005) ou Gubian, Jugnot, Lerais et Passeron (2005).

35. Les différents résultats ont été obtenus par comparaison de l'évolution des effectifs des établissements ayant signé des accords de réduction du temps de travail dans le cadre des dispositifs « Aubry 1 » et « Aubry 2 » avec celle des établissements ayant laissé leur durée inchangée et présentant des caractéristiques voisines.

36. Il est difficile d'isoler, dans cette différence, les rôles respectifs d'une baisse de la durée, en pratique plus faible que pour les « Aubry 1 », et de l'absence de la partie incitative spécifique de l'aide financière.

37. Chiffres communiqués à la Mission parlementaire Ollier-Novelli (2004).

38. Les nouveaux allègements « Fillon » applicables dans les entreprises passées ou non aux 35 heures devraient peser plus de 15 milliards selon les lois de finances.

39. Mission parlementaire Ollier et Novelli (2004).

2002, le coût net des 35 heures n'aurait donc été que d'environ 1,5 milliard d'euros, soit 0,1 % du PIB. Les calculs de la Dares sont plus optimistes : 4 milliards de cotisations sociales auraient été gagnés, et les économies d'allocations versées aux chômeurs avoisineraient comme l'a estimé la DP en 2002 les 3 milliards d'euros. Notons que l'on parle ici des comptes publics pris dans leur ensemble.

### Un regain de négociations dans les entreprises ?

Les innovations introduites, et plus largement les processus de négociation des 35 heures, ont-ils permis de donner un nouvel élan au dialogue social dans l'entreprise, voire à terme, de transformer le système français de relations professionnelles ? La relance du processus de négociation entre les partenaires sociaux pouvant être considérée comme un des objectifs implicites de la loi, la réponse à cette question devrait fournir un premier élément de bilan de l'adéquation entre la mise en place de la loi et les objectifs poursuivis (Dayan, 2001).

Une étude monographique sur la pratique du mandatement, menée en deux vagues, à un an d'écart, montre qu'il a été fortement utilisé par les directions d'entreprise, venant souvent après coup pour valider un consensus déjà trouvé (Dufour, Hege, Vincent et Vipey, 2000 ; Furjot, 2001). Finalement, le mandatement semble plutôt avoir fourni une issue technique, une procédure à la négociation, que d'avoir débouché sur des liaisons durables et des implantations syndicales. D'ailleurs la pratique du mandatement n'a pas perduré au-delà du processus de RTT. En effet, si un accord d'entreprise sur cinq était encore conclu selon cette procédure en 2002, ce n'était plus le cas que de un sur vingt en 2003 (Bloch-London, Pham et Zilberman, 2003).

Ce résultat est confirmé par l'analyse d'un panel d'entreprises observées durant six ans (1995-2000). L'étude réalisée par Barrat et Daniel (2002) montre que les entreprises de moins de 50 salariés ayant négocié pour la première fois au cours de cette période, à l'occasion du passage à 35 heures, n'ont pas renégoциé les années suivantes. Ainsi, la négociation formelle par un salarié mandaté, cas le plus fréquent dans les entreprises de cette taille, a été un épisode éphémère dans l'histoire de la négociation de ces entreprises, lié à l'émergence de la RTT et ne semble pas avoir débouché sur une pratique de renégoциation.

### Améliorer les conditions de travail des salariés : d'importantes disparités

Dans l'esprit des lois « Aubry », la RTT devait se traduire par une amélioration des conditions de travail et de vie des salariés. Les contraintes provenant d'une organisation du temps de travail plus flexible – horaires fluctuants, décalés, peu prévisibles, journée longue – étaient censées être compensées par un temps de travail moins long. Toutefois, il est difficile de savoir, de façon théorique, si le travail est effectivement moins « dur » (Askenazy 2001a et 2001b). Les études empiriques menées sur les salariés confirment la difficulté d'avoir une réponse unique sur ce sujet. Afssa et Biscourp, dans ce numéro, illustrent ce phénomène en montrant, à l'aide d'un appariement entre les enquêtes sur la durée et l'aménagement du travail complémentaires aux *Enquêtes Emploi* de 1995 et 2001 et le fichier Dares-Urssaf, que les effets de la RTT sont très diversifiés selon les catégories de salariés et les caractéristiques de leur entreprise (40).

À partir d'une enquête menée fin 2000 auprès de 1 600 salariés, Estrade, Méda et Orain (2001) offrent un premier tableau quantitatif de l'appréciation des salariés sur l'impact de la RTT sur leurs conditions de travail. Le bilan dressé par les salariés sur ces conditions apparaît mitigé. Un quart des salariés déclare avoir connu une amélioration globale de leurs conditions de travail, un autre quart une détérioration et la moitié ne signale aucun changement. Ils sont plus de 30 % à déclarer un accroissement du stress contre seulement 10 % qui en ressentiraient moins. Enfin, la pression temporelle s'affirme, 40 % des salariés constatant après la RTT qu'ils disposent de moins de temps pour effectuer les mêmes tâches.

Ce bilan mitigé cache une grande hétérogénéité et serait un facteur de renforcement des inégalités. Il semble que la mise en œuvre de la RTT dans les entreprises, loin d'homogénéiser les situations des salariés, voire de réduire les inégalités de conditions de travail préexistantes au sein du salariat entre catégories socioprofessionnelles, d'âge ou de sexe, les renforcerait. En effet, les satisfaits se rencontrent surtout parmi les salariés les plus qualifiés – cadres, et en particulier femmes cadres – et les catégories intermédiaires qui ont souvent bénéficié d'une

40. Les auteurs montrent, par exemple, que la progression de l'ensemble des rythmes irréguliers est plus forte dans l'industrie et les grandes entreprises que dans les services.

réduction sous forme de jours de RTT, et de marge de manœuvre quant à leur organisation, même si ils (ou elles) ont continué à pratiquer de longues journées de travail (41). En revanche, les mécontents se rencontrent essentiellement parmi les ouvriers – ouvrières surtout – et les employées non qualifiés pour qui les modalités de RTT ont plutôt été fixées par l'entreprise, et ont fréquemment pris la forme d'une modulation de la durée du travail.

La RTT se traduit par une progression de l'irrégularité et de l'imprévisibilité des rythmes pour ces salariés, alors qu'ils étaient déjà soumis à de telles contraintes et qu'ils disposaient déjà d'une très faible marge de manœuvre pour déterminer leurs horaires de travail et leurs congés (42). À l'inverse, les salariés dont les horaires étaient initialement réguliers, semblent les conserver (Estrade et Ulrich, 2002). Ainsi, les employés et professions intermédiaires – majoritairement féminines –, se voient plus fréquemment attribuer une modalité régulière de RTT, en particulier une journée tous les quinze jours, ou une demi-journée par semaine. Ceux qui, avant la RTT, ne connaissaient leurs horaires que la veille ou le jour même mais en avaient le choix, essentiellement les cadres, se voient plutôt attribuer des jours de RTT. Si l'intensification du travail est majoritairement ressentie, du fait de l'augmentation de la charge de travail associée à une exigence de polyvalence, les cadres l'acceptent plus facilement, même si pour eux l'effectivité de la RTT est moindre, car l'autonomie dont ils jouissaient dans l'organisation de leur temps de travail est préservée. Il n'en est pas de même pour les femmes non qualifiées qui s'estiment nettement plus stressées. Enfin, sans surprise, l'intensification du travail est d'autant plus ressentie que les embauches liées à la RTT ne sont pas effectuées dans l'unité où travaillent les salariés. L'impact des réorganisations du temps de travail et, plus généralement de l'ensemble du processus productif, influence donc largement l'appréciation des salariés.

Les études monographiques corroborent ces constats et les complètent. Plus que l'ampleur de la RTT, c'est la maîtrise qu'ont les salariés de leur organisation du travail ainsi que la régularité et la prévisibilité des temps dégagés par la RTT qui sont déterminantes. Lorsque les périodes d'activité sont mal réparties dans la journée, la semaine ou l'année, ne sont pas fixées par les salariés et impliquent des délais de prévenance très courts, on assiste à un accroissement des contraintes temporelles et un renforcement de la

disponibilité temporelle des salariés (Pelisse, 2002). Les femmes sur des postes faiblement qualifiés sont plus particulièrement touchées ; elles n'ont alors pas l'impression de bénéficier des 35 heures, le travail empiétant désormais sur leur vie privée. N'ayant plus d'horaires fixes, elles ressentent une plus grande fatigue, d'autant qu'il faut gérer non seulement leur double journée de travail, mais aussi les imprévus et changements de dernière minute sans pouvoir anticiper (Lurol et Péliisse, 2002). Sur une dizaine de cas d'entreprises, Péliisse (2002) montre ainsi l'opposition entre, d'une part, ouvriers et ouvrières soumis à l'aggravation de leurs conditions de travail, au renforcement du poids de la hiérarchie et à l'absence de concertation lors des négociations, et, d'autre part, des techniciens satisfaits du maintien de leur autonomie dans le travail. La RTT aboutirait donc à accentuer les disparités entre salariés en termes de régulation concrète du temps de travail et d'intégration professionnelle.

La diversification des modalités de RTT a également pour corollaire la différenciation des modes d'emploi selon les catégories au sein d'une même entreprise. Elle risque, à terme, de déstructurer des collectifs de travail qui ne partagent plus les mêmes horaires, ni les mêmes contraintes temporelles (Jacquot et Setti, 2002). À nouveau, ce processus s'inscrit dans une reconfiguration des modes de coopération au sein des entreprises, liée aux nouvelles pratiques managériales de recherche d'une plus grande efficacité organisationnelle et économique, reposant sur le développement de la disponibilité, l'autonomie et l'implication des salariés ainsi que sur le renforcement du rôle de la hiérarchie, même si le nombre de lignes hiérarchiques est souvent diminué. Ces nouvelles pratiques sont au cœur des contradictions auxquelles sont confrontés les cadres face à la RTT, responsables pour certains de sa mise en œuvre, mais concernés aussi en tant que salariés. En l'absence d'un allègement de leur charge de travail et/ou d'une redéfinition de leurs objectifs ou de leur fonction, la RTT n'est que partiellement atteinte et se traduit par une intensification de leur travail (Bouffartigue et Bouteiller, 2000) ; de fait, les journées de RTT ne sont pas toujours systématiquement utilisées et sont parfois capitalisées sur un compte-épargne-temps.

41. L'absence de référence horaire dans les forfaits jours a pu même induire un allongement de cette journée, notamment dans la distribution.

42. 5 % d'entre eux seulement déclarant avoir une liberté totale en la matière contre 50 % des cadres.

## Le cas particulier des salariés à temps partiel

La RTT pose aussi la question particulière des salariés à temps partiel. En effet, la forte progression du temps partiel à partir du début des années 1980 et son accélération, à partir de 1992, à la suite de la mise en place par le gouvernement Bérégozoy d'un abattement de charges sociales patronales s'est accompagnée d'une croissance du temps partiel « contraint ». En fait, au cours de ces deux décennies, c'est un partage inégal du temps de travail qui s'est opéré au détriment des salariés à temps partiel. La RTT pouvait donc être l'occasion d'y remédier en permettant aux 37 % des salariés à temps partiel qui, en 2001, exprimaient le souhait de travailler davantage, de passer à 35 heures. Certes, les lois « Aubry » contiennent un certain nombre de dispositions visant à « prévenir les pratiques abusives en matière de travail à temps partiel » (43), toutefois le sort des salariés à temps partiel face à la RTT n'est pas directement abordé dans les lois « Aubry », il est renvoyé à la négociation, en général entreprise par entreprise, alors même que, contrairement au temps complet qui relève d'un horaire collectif, le temps partiel est régi par un contrat individuel de travail. Toutefois, dans sept cas sur dix, le sort des salariés à temps partiel est abordé lors des négociations sur les 35 heures. Toutes les situations peuvent alors se rencontrer : passage à temps complet, maintien à temps partiel en augmentant la durée du travail, en la conservant ou encore en la diminuant dans une proportion moindre ou égale par rapport aux salariés à temps complet.

Globalement, le passage à 35 heures s'accompagne d'une baisse de la durée des temps partiels car le mouvement de réduction du nombre d'heures des salariés à temps partiel l'emporte sur celui des passages à temps complet. Olivera et Ulrich (2002) observent des transitions plus fréquentes du travail à temps partiel vers le temps complet grâce à la RTT, mais seulement pour les salariés dont la durée du travail est comprise entre 20 et 29 heures par semaine (44). En revanche, les salariés à temps partiel court – moins de 20 heures hebdomadaires – n'obtiennent pas plus facilement un temps complet. La RTT semble donc ne pas remettre en cause l'usage par les entreprises de cette catégorie de temps partiel, qui s'apparente à une forme particulière d'emploi permettant une gestion flexible de la main-d'œuvre en adaptant la présence des salariés aux fluctuations quotidiennes et hebdomadaires de la demande et évitant ainsi de

rémunérer les temps morts. Une enquête monographique menée dans une dizaine d'entreprises passées à 35 heures (Bué et Roux-Rossi, 2002), confirme les fortes disparités dans le traitement des salariés à temps partiel. Ces salariés sont, en grande majorité, des femmes qui peuvent être soit totalement exclues du processus de RTT – notamment dans les entreprises avec une main-d'œuvre à bas salaires – et qui se retrouvent alors avec des salaires horaires nettement inférieurs à ceux de leurs collègues ayant bénéficié de la RTT avec compensation salariale ; soit bénéficier du même taux de RTT que les autres salariées ; soit encore pouvoir choisir entre plusieurs possibilités, y compris le passage au nouvel horaire à temps complet réduit. Dans les rares cas où différents choix leur sont offerts, les salariées à temps partiel optent pour le maintien de leur durée antérieure, surtout quand il s'accompagne d'une revalorisation de leur salaire pour maintenir l'égalité des salaires horaires entre temps plein et temps partiel, ou pour l'augmentation de leur durée antérieure, l'accroissement de leur pouvoir d'achat étant dans les deux cas le facteur déterminant.

\*  
\* \*

La plupart des travaux d'évaluation *ex post* tant qualitatifs que quantitatifs portent, pour l'instant, sur les entreprises pionnières et les premiers salariés passés à 35 heures dans le secteur privé. Toutefois, un certain nombre de conclusions peuvent être dégagées des travaux réalisés. En particulier, les lois « Aubry » semblent avoir eu, à court terme, un certain succès en termes d'emploi avec la création de l'ordre de 350 000 postes. En ce sens, un des objectifs principaux de la loi a été atteint puisque la première loi « Aubry » a permis de concilier simultanément une forte réduction du temps de travail, un maintien des salaires réels et une forte

43. Circulaire du ministère de l'Emploi et de la Solidarité du 24 juin 1998, JO du 25 juin 1998. La loi impose un certain nombre de conditions nouvelles en cas de travail à temps partiel : les coupures dans la journée sont limitées à une seule de deux heures maximum ; les heures complémentaires plafonnées et désormais majorées, l'abattement spécifique de charges sociales supprimé ; le refus d'effectuer des heures complémentaires ne peut plus constituer une faute grave ou un motif de licenciement ; les salariés peuvent demander le passage à temps plein et l'employeur doit motiver un éventuel refus. Compte tenu du faible pouvoir de négociation des salariés et de la faiblesse des syndicats, on peut toutefois douter de la mise en pratique de ces deux dernières mesures, dans les secteurs qui ont fait du temps partiel un mode de gestion de la main-d'œuvre.

44. Ces résultats proviennent d'un appariement des Enquêtes Emploi de l'Insee de 1999, 2000 et 2001 aux fichiers administratifs des entreprises passées à 35 heures. Ont été pris en compte les salariés à temps partiel en 2000 et présents dans l'enquête 2001.

## L'ASSOULPISSEMENT DES LOIS « AUBRY »

**1. La loi du 17 janvier 2003, dite loi « Fillon »****Le régime des heures supplémentaires**

Le contingent d'heures supplémentaire passe de 130 à 180 heures, ce qui permet un recours structurel aux heures supplémentaires, avec 4 heures supplémentaires par semaine pratiquement sur toute l'année, en ne déclenchant le mécanisme de repos compensateur obligatoire qu'au-delà de 180 heures. Les branches ont la capacité de négocier un contingent supérieur. Par défaut, les 4 premières heures supplémentaires sont rémunérées et non compensées en temps de repos comme dans le dispositif « Aubry ». Dans le même temps, le coût des heures supplémentaires est réduit. Pour les entreprises de 20 salariés et moins, elles ne sont comptées qu'à partir de la 37<sup>e</sup> heure et le taux de majoration de 10 %, provisoirement prévu jusqu'en 2003, est prolongé jusqu'en 2005. Pour les autres, il pourra être négocié entre 10 et 25 % par un accord de branche. Par défaut, une majoration légale de 25 % s'appliquera.

**La convergence des Smic**

Reprenant l'exigence d'égalité imposée par le Conseil d'État pour 2005 et les conclusions de différents rapports, la loi « Fillon » organise la convergence des garanties mensuelles de rémunération. La dernière est celle de juillet 2002, qui n'est revalorisée que de l'inflation et non plus en fonction du pouvoir d'achat du salaire mensuel de base, comme dans le dispositif précédent. Une convergence progressive des autres garanties mensuelles est programmée pour 2005. Enfin, une convergence progressive du Smic vers la dernière garantie mensuelle de rémunération est prévue d'ici juillet 2005, grâce à des coûts de pouce successifs sur le Smic, si bien que ce dernier augmentera de 11,4 % sur trois ans en terme nominal. Un temps remis en question, ce calendrier a été *in fine* confirmé durant l'été 2004. Le mécanisme d'indexation du Smic est suspendu durant cette période.

**Le régime d'allègement des cotisations sociales**

La loi a également modifié la logique même des dispositifs d'allègement des cotisations sociales employeurs introduits par les lois « Aubry ». Ils sont désormais déconnectés de la durée du travail et doivent aussi être unifiés d'ici 2005. Il s'agit à la fois de limiter l'impact des hausses des rémunérations minimales sur le coût du travail et d'octroyer les mêmes aides aux entreprises, qu'elles soient passées à 35 heures ou non. À partir du 1<sup>er</sup> juillet 2003, pour les entreprises à 35 heures, est mise en place une ristourne dégressive correspondant à 26 % du salaire brut au niveau du Smic et qui s'éteint à 1,7 Smic. Au niveau du Smic, l'allègement est équivalent à celui de la loi « Aubry 2 ». L'aide structurelle au-delà de 1,7 Smic est supprimée. Ce dispositif s'adaptera progressivement aux entreprises restées à 39 heures.

Le décret du 9 décembre 2004 a, par ailleurs, porté le contingent réglementaire d'heures supplémentaires à 220 heures par an.

**2. La loi du 31 mars 2005****L'assouplissement du compte épargne-temps (CET)**

Les possibilités d'alimentation du compte épargne-temps pour les salariés sont assouplies, ils peuvent désormais y affecter le repos compensateur des heures supplémentaires, tout type de jour de repos et de congés payés à l'exception des quatre premières semaines. La limite de 5 ans pour le stockage des droits est supprimée.

L'employeur peut y affecter les heures effectuées au-delà de la durée collective du travail lorsque les caractéristiques des variations de l'activité le justifient.

Les droits épargnés pourront être pris sous forme de congé ou de rémunération (la 5<sup>e</sup> semaine ne pouvant être convertie en rémunération) et pourront servir à financer le rachat d'annuités manquantes pour le calcul de la pension de retraite.

**Le régime d'heures choisies**

Un accord collectif d'entreprise, de groupe ou de branche pourra permettre « au salarié qui le souhaite », en accord avec son employeur, d'effectuer des « heures choisies » au-delà du contingent réglementaire (220 heures) ou conventionnel, à condition de ne pas excéder la durée maximale du travail.

Pour les cadres au forfait annuel en jours, l'accord peut leur ouvrir la faculté, avec l'accord du chef d'entreprise, de renoncer à une partie de leurs jours de repos en contrepartie d'une majoration de salaire.

**Modalités spécifiques aux TPE (entreprises de 20 salariés et moins)**

Le régime dérogatoire de majoration des heures supplémentaires est prorogé jusqu'au 31 décembre 2008. Les heures supplémentaires ne sont ainsi comptées qu'à partir de la 37<sup>e</sup> heure et, jusqu'à la 39<sup>e</sup> heure, leur majoration est limitée à 10 % au lieu de 25 %.

En outre, à titre provisoire, les salariés – sauf les femmes enceintes – pourront, en l'absence d'accord collectif instituant un CET, renoncer jusqu'à 10 jours de RTT par an, en contrepartie d'une majoration de salaire d'au moins 10 %.

Enfin, en l'absence de délégué syndical, un accord portant création d'un CET peut être conclu par un salarié mandaté par une organisation syndicale représentative.

création d'emplois. Cette dernière a atténué le coût des 35 heures pour les finances publiques. L'effet net sur l'emploi peut être dû, au moins en partie, à la flexibilité – à la fois du temps de travail et fonctionnelle – autorisée par la mise en place de la loi et grâce à laquelle les entreprises, surtout les grandes, ont pu « moderniser » leurs méthodes de production et trouver une source de compétitivité. Cette flexibilité a toutefois eu un corollaire en termes de conditions de travail pour une partie des salariés. En effet, les études, tant quantitatives que qualitatives, tendent à mettre en évidence le renforcement des inégalités au travail au sein du salariat : entre catégories socioprofessionnelles, statut, âge et entre entreprises et secteurs d'activité. Les ouvriers et les employés, notamment, confrontés à l'introduction de la flexibilité du travail ont subi une dégradation de leurs conditions de travail, une intensification du travail et, pour certains, la diminution de leur rémunération, à la suite de la disparition des heures supplémentaires. À l'inverse, les cadres et la plupart des techniciens ont vu leur autonomie dans le travail préservée et ont pu bénéficier de jours de RTT, ce qu'appréciaient tout particulièrement les femmes cadres.

L'évaluation d'une politique publique majeure comme l'ont été les lois « Aubry » nécessiterait une appréhension sur le long terme. Cette évaluation ne devrait être effectuée qu'*ex post*, au-delà de la période transitoire prévue pour certains aspects des lois « Aubry ». Mais les assouplissements « Fillon » intervenus en 2003, puis la loi du 31 mars 2005 remettent en cause la possibilité d'une évaluation de long terme des lois « Aubry ». En effet, la loi « Fillon » de 2003 modifie en profondeur certains dispositifs des lois « Aubry » (cf. encadré 2). Tout en maintenant la durée légale à 35 heures, elle a organisé un processus d'unification des Smic, modifié le régime des heures supplémentaires et unifié, à l'horizon 2005, le régime des allègements de cotisations sociales sur les bas et moyens salaires. Ces mesures visent à permettre aux entreprises de rester, voire de revenir à 39 heures, avec un surcoût horaire modeste. La mécanique incitative des lois « Aubry » est ainsi remise en cause, les allègements de charges n'étant plus liés à la RTT et le coût des heures supplémentaires étant réduit. L'assouplissement du recours aux heures supplémentaires a encore été accentué par le décret du 9 décembre 2004 qui en porte le contingent réglementaire annuel à 220 heures.

La loi du 31 mars 2005 « portant réforme de l'organisation du temps de travail dans l'entreprise » achève le processus de déconstruction

des 35 heures. Tout en continuant à maintenir la durée légale du travail à 35 heures, elle permet par accord collectif de branche, de groupe ou d'entreprise de négocier la « possibilité pour le salarié qui le souhaite » d'effectuer « des heures supplémentaires choisies » au-delà du contingent réglementaire, et d'échanger des heures non travaillées accumulées sur un compte épargne-temps – dont l'alimentation et l'usage sont assouplis – contre rémunération. Parallèlement, elle prolonge jusqu'au 31 décembre 2008 le régime dérogatoire des heures supplémentaires pour les entreprises de 20 salariés et moins, permettant de limiter leur majoration à 10 % au lieu de 25 % (cf. encadré 2).

Dès lors, les comportements des entreprises, tant en termes d'emploi, de choix organisationnels et technologiques, que de conduite et de pratiques de négociation peuvent évoluer différemment. On ne pourra donc ni observer ni même reconstituer l'impact *ex post* qu'auraient eu les lois « Aubry » sur le long terme.

Toutefois, à l'automne 2004, les nouvelles prérogatives attribuées aux normes conventionnelles ne semblaient pas s'être traduites par un regain de la négociation collective. En effet, fin 2003, seules 22 branches avaient négocié des dispositifs d'assouplissement des heures supplémentaires. Quant aux entreprises, à part quelques exemples très médiatisés, on ne dispose pas, à ce jour, d'éléments pour savoir si les renégociations des accords de RTT ont bouleversé les compromis négociés précédemment. L'alignement progressif des conditions d'allègement des cotisations sociales des entreprises à 35 heures sur celles des autres qui sera achevé en juillet 2005 et la fin des régimes d'aide incitative « Robien » ou « Aubry 1 » modifieront-ils cette situation ?

Les indicateurs traditionnels de mesure de la durée du travail, qu'il s'agisse de la durée collective offerte des salariés à temps complet mesurée par les enquêtes *Acemo* ou de la durée individuelle des salariés à temps complet des *Enquêtes Emploi* de l'Insee, sont stables depuis 2002 et ne permettent pas d'observer un accroissement des heures supplémentaires. Fin 2004, on ne peut savoir si cette atonie est liée à une faible utilité structurelle pour les entreprises des assouplissements « Fillon » ou bien à la situation conjoncturelle de l'économie française incitant peu les employeurs à augmenter les volumes horaires. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Alis D. et Fauconnier D. (2000)**, « L'impact microéconomique de la réduction du temps de travail », *Premières Synthèses*, n° 26.2, MES-Dares.
- Amossé T. (2004)**, « Mythes et réalités de la syndicalisation en France », *Premières Synthèses*, n° 44.2, MES-Dares.
- Askenazy P. (2001a)**, « Réduction du temps de travail et innovations organisationnelles négociées », *Revue d'Économie Politique*, vol. 111, pp. 247-268.
- Askenazy P. (2001b)**, « RTT et innovations organisationnelles négociées : réponse à Antoine d'Autume », *Revue d'Économie Politique*, vol. 111, pp. 817-820.
- Askenazy P. (2003)**, « La dynamique de l'organisation du travail lors de la réduction du temps de travail », *Économie et Prévision*, n° 158, pp. 27-46.
- Aucouturier A.-L. et Coutrot T. (2000)**, « Prophètes en leur pays : les pionniers des 35 heures et les autres », *Travail et Emploi*, n° 82, pp. 53-72.
- Barrat O. et Daniel C. (2002)**, « La négociation d'entreprise de 1995 à 2000 », dans *Données Sociales 2002-2003*, Insee, pp. 319-328.
- Bloch-London C. et Marchand O. (1990)**, « Les enjeux de la durée du travail », *Économie et Statistique*, n° 231, pp. 19-32.
- Bloch-London C. (2000)**, « Les normes du temps de travail à l'épreuve de la négociation : le cas des lois Aubry de réduction du temps de travail », *Travail et Emploi*, n° 83, pp. 27-45.
- Bloch-London C., Pham H. et Zilberman S. (2002)**, « La mise en œuvre des 35 heures », dans *Données Sociales 2002-2003*, Insee, pp. 309-317.
- Bouffartigue P. et Bouteiller J. (2000)**, « Réduire le temps de travail sans réduire la charge ? Les cadres et les 35 heures », *Travail et Emploi*, n° 82, pp. 37-52.
- Bué J. et Roux-Rossi D. (2002)**, « Salarié(e)s à temps partiel et réduction du temps de travail : la question du choix », *Travail et Emploi*, n° 90, pp. 39-53.
- Bunel M., Coutrot T. et Zilberman S. (2002)**, « Le passage à 35 heures vu par les employeurs », *Premières Synthèses*, n° 17.2, MES-Dares.
- Bunel M. (2005)**, « Aides incitatives et déterminants des embauches des établissements passés à 35 heures », *Économie et Statistique*, dans ce numéro.
- Cahuc P. (2001)**, « Les expériences françaises de réduction du temps de travail : moins d'emplois et plus d'inégalités », *Revue Française d'Économie*, vol. 15, pp. 141-166.
- Charpentier P., Huyghues Despointes H., Lallement M., Lefresne F., Loos-Baroin J. et Turpin-Hyard N. (2004)**, « Gestion des temps et régulations sociales : quelles incidences de la loi Aubry II sur l'organisation des entreprises et les conditions de travail des salariés ? » *Revue de l'IRE*, n° 44, pp. 3-41.
- Chauvin V. et Heyer E. (2001)**, « L'affaire des sept Smic », *Lettre de l'OFCE*, n° 207.
- Coutrot T. et Guignon N. (2002)**, « Négociations sociales et performances économiques : le cas des 35 heures », *Travail et Emploi*, n° 92, pp. 95-114.
- Crépon B., Leclair M. et Roux S. (2005)**, « RTT, productivité et emploi : nouvelles estimations sur données d'entreprises », *Économie et Statistique*, dans ce numéro.
- Dayan J.-L. (2001)**, « Les 35 heures en France, les multiples enjeux d'une mesure phare », *Sociologia del Lavoro*, n° 81-1, pp. 11-35.
- De Coninck R. (2004)**, « A Regression Discontinuity Analysis of the 35-Hour Workweek in France », *mimeo*, University of Chicago.
- Doré D. (2000)**, « 35 heures. Comprendre et négocier », Édition Liaisons, Paris.
- Dufour C., Hege A., Vincent C. et Vipey M. (2000)**, « Le mandatement en question », *Travail et Emploi*, n° 82, pp. 25-35.
- Estrade M.-A., Méda D. et Orain R. (2001)**, « Les effets de la réduction du temps de travail sur les modes de vie : qu'en pensent les salariés un an après ? », *Premières Synthèses*, n° 21.1, MES-Dares.

- Estrade M.-A. et Ulrich V. (2002)**, « La réorganisation des temps travaillés avec les 35 heures : un facteur de segmentation de la main-d'œuvre ? », *Travail et Emploi*, n° 92, pp. 71-94.
- Fiole M., Passeron V. et Roger M. (2000)**, « Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail », *Document d'Études*, n° 35, MES-Dares.
- Freyssinet J. (1997)**, *Le temps de travail en miettes. Vingt ans de politiques publiques et de négociations collectives*, Éditions de l'Atelier, Paris.
- Fridenson P. et Reynaud B. (2004)**, *La France et le temps de travail (1814-2004)*, Éditions Odile Jacob, Paris.
- Furjot D. (2001)**, « Le mandatement : mesure transitoire ou solution d'avenir ? », *Premières Synthèses*, n° 19.1, MES-Dares.
- Gubian A. (2000)**, « Les 35 heures et l'emploi : d'une loi Aubry à l'autre », *Regards sur l'actualité*, n° 259, pp. 3-26.
- Gubian A., Jugnot S., Lerais F. et Passeron V. (2005)**, « Les effets de la RTT sur l'emploi : des simulations *ex ante* aux évaluations *ex post* », *Économie et Statistique*, dans ce numéro.
- Heyer E. et Timbeau X. (2001)**, « 35 heures : où en sommes nous ? », *Lettre de l'OFCE*, n° 206.
- Husson M. (2002)**, « Réduction du temps de travail et emploi : une nouvelle évaluation », *Revue de l'IREES*, n° 38, pp. 79-108.
- Jacquot L. et Setti N. (2002)**, « Réduction du temps de travail et pratique de gestion des ressources humaines », *Travail Emploi*, n° 92, pp. 115-132.
- Jugnot S. (2002)**, « Combien d'emplois créés par la réduction du temps de travail », dans *Données Sociales 2002-2003*, Insee, pp. 255-262.
- Labbé D. (1996)**, *Syndicats et syndiqués en France depuis 1945*, Éditions de L'Harmattan, Paris.
- Liaisons Sociales (1997)**, *Conférence sur l'emploi. Les 35 heures au 1<sup>er</sup> janvier 2000*, Paris.
- Liaisons Sociales (1999)**, *35 heures : les positions des partenaires sociaux*, Paris.
- Luro M. et Pelisse J. (2002)**, « Les 35 heures des hommes et des femmes », *Travail, Genre et Sociétés*, n° 8, pp. 169-192.
- MASTS (Ministère des affaires sociales, du travail et de la solidarité) (2002)**, « Garantie minimale de rémunération et salaire minimum. État des lieux et voies de convergence ».
- Oliveira A. et Ulrich V. (2002)**, « L'incidence des 35 heures sur le temps partiel », *Premières Synthèses*, n° 07.1, MES-Dares.
- Passeron V. (2000)**, « Les 35 heures, l'emploi et les salaires », *Premières Synthèses*, n° 50.2, MES-Dares.
- Passeron V. (2002)**, « 35 heures : 3 ans de mise en œuvre du dispositif Aubry I », *Premières Synthèses*, n° 07.1, MES-Dares.
- Pélisse J. (2000)**, « Le temps des négociations, douze accords de réduction du temps de travail », *Travail et Emploi*, n° 82, pp. 7-23.
- Pélisse J. (2002)**, « À la recherche du temps gagné : les 35 heures entre perceptions, régulations et intégrations professionnelles », *Travail et Emploi*, n° 90, pp. 7-21.
- Pham H. (2002)**, « Les modalités de passage à 35 heures » *Premières Synthèses*, n° 06.3, MES-Dares.
- Ulrich V. (2001)**, « Le temps partiel subi diminue depuis 1998 », *Premières Synthèses*, n° 42.2, MES-Dares.

## L'évaluation de la RTT : un apport méthodologique pour un bilan incertain

Les politiques de réduction du temps de travail menées en France depuis le début des années 1980 ont eu pour objectif d'accroître l'emploi tout en améliorant les conditions de travail et de vie des salariés. Les lois « Aubry », qui ont mis en œuvre la réduction de la durée du travail entre 1998 et 2002, ont-elles permis d'atteindre ce triple objectif ? Cette interrogation est au centre de nombreuses controverses auxquelles les contributions rassemblées dans ce numéro d'*Économie et Statistique* apportent de précieux éléments de réponse.

Ces apports sont de deux ordres.

Ils sont tout d'abord d'ordre méthodologique : ils montrent pourquoi l'impact des lois « Aubry » est difficile à évaluer empiriquement. Ces enseignements méthodologiques sont précieux. Il est en effet très important d'être en mesure d'évaluer l'impact d'un dispositif pour pouvoir éventuellement l'améliorer, l'étendre ou le supprimer. En d'autres termes, la possibilité d'évaluer les conséquences d'un dispositif fait partie intégrante de sa qualité.

Les contributions rassemblées dans ce numéro éclairent aussi les conséquences des lois « Aubry » sur l'emploi, les conditions de travail et de vie.

### Des enseignements méthodologiques

Toutes les études rassemblées dans ce volume, qu'elles soient consacrées à l'emploi, aux conditions de vie ou aux conditions de travail, soulignent les difficultés d'évaluation des lois « Aubry ». Trois difficultés peuvent être distinguées.

- Tout d'abord, la complexité de ces lois dont les dispositions concernent notamment, en dehors de la réduction du temps de travail *stricto sensu*, des réductions de charges patronales décroissantes avec le niveau du salaire, la possibilité de flexibilisation du temps de travail et des engagements en matière de modération salariale. Cette complexité rend délicate l'identification de l'impact de chaque élément du dispositif. À ce titre, la contribution de Matthieu Bunel montre que l'impact de la RTT sur l'emploi dépend de ses modalités de mise en œuvre et en particulier de la variation du temps de travail et de l'évolution du coût du travail. Ce résultat est confirmé par l'article de Bruno Crépon, Marie Leclair et Sébastien Roux : selon cette étude, la réduction des coûts de production liée aux allègements de charges et à la modération salariale aurait fortement contribué

à l'évolution de l'emploi tandis que les mécanismes de partage du travail, directement liés à la réduction du temps de travail, n'auraient pas joué un rôle prépondérant.

- Ensuite, de nombreuses études ont analysé les conséquences des lois « Aubry » sur l'emploi en comparant l'évolution des effectifs des entreprises qui ont adopté des dispositifs « Aubry » à l'évolution des effectifs d'autres entreprises comparables, autant que faire se peut, mais qui n'ont pas adopté ces dispositifs. La contribution de Crépon *et al.* souligne les limites de cette approche, dues au fait que la dynamique des deux types d'entreprises dépend non seulement de variables observables, disponibles dans les enquêtes, mais aussi de variables inobservables par l'économètre, dont les effets ne peuvent donc être appréhendés par des procédures directes. La mise en œuvre de méthodes indirectes est possible, mais elle a pour conséquence d'accroître le degré d'incertitude sur le résultat des évaluations. Néanmoins, les estimations réalisées par Crépon *et al.* permettent de penser que la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée n'affecte pas significativement les résultats des estimations réalisées uniquement sur la base de variables disponibles dans les enquêtes.

- Enfin, les lois « Aubry » ont eu, de par leur ampleur, un impact macroéconomique : elles ont modifié la demande des ménages, les finances publiques, l'évolution de l'ensemble des salaires et en particulier du salaire minimum. Elles ont donc pu, à ce titre, affecter les performances des entreprises qui n'ont pas réduit leur durée du travail. Une évaluation de l'impact de la RTT qui s'en tiendrait à une comparaison avec les entreprises restées à 39 heures est donc biaisée dès lors qu'elle repose sur l'hypothèse que ces dernières ne sont pas affectées par la RTT.

Certes, ces difficultés montrent qu'il est impossible de connaître l'impact d'une intervention publique sans marge d'erreur. Mais elles montrent aussi que certaines caractéristiques des lois « Aubry » en rendent les conséquences très difficiles à décrypter. Cet état de fait suggère quelques principes d'action pour l'intervention publique dans le domaine des politiques d'emploi :

- tout d'abord, élaborer des dispositifs simples, en évitant de panacher plusieurs éléments dont les conséquences propres sont mal connues ;
- ensuite, expérimenter de tels dispositifs au niveau microéconomique, avant de les systématiser au niveau macroéconomique ;
- enfin, privilégier autant que possible des protocoles d'évaluation qui permettent la constitution de véritables groupes témoins.

L'application de ces principes est essentielle pour accumuler des connaissances favorisant la mise en œuvre de politiques d'emploi efficaces : en 30 ans, dans le domaine de l'emploi, une multitude de dispositifs excessivement complexes ont été introduits et supprimés avec très peu de retour d'expérience. Cette situation est préjudiciable à l'efficacité de l'action publique dans ce domaine. La difficulté de dresser un bilan des lois « Aubry » sept années après le début de leur mise en œuvre en constitue une illustration frappante, dont témoigne l'ensemble des contributions rassemblées dans ce numéro d'*Économie et Statistique*.

Néanmoins, au-delà de ces enseignements méthodologiques, ces contributions éclairent quelques conséquences des lois « Aubry » en matière d'emploi, de condition de travail et de vie.

## **Les conséquences des lois « Aubry » sur l'emploi : RTT, allègement de charges ou modération salariale ?**

Les contributions rassemblées dans ce numéro s'accordent pour attribuer à l'ensemble des lois « Aubry » la création d'un nombre important d'emplois. Le chiffre de 350 000 emplois créés entre 1998 et 2002, avancé par l'article d'Alain Gubian, Stéphane Jugnot, Frédéric Lerais et Vladimir Passeron, est obtenu en appliquant un taux de créations d'emplois nets estimés de l'ordre de 6 % pour les entreprises bénéficiaires de dispositifs incitatifs et de 3 % pour les autres entreprises passées à 35 heures. Comme le soulignent les auteurs, cette évaluation doit être interprétée avec prudence pour plusieurs raisons. Tout d'abord, elle rend compte d'un effet de court terme. Or, rien n'assure que les embauches réalisées grâce à la réduction du temps de travail aient des effets pérennes sur l'emploi si elles reposent sur des mécanismes keynésiens de partage du travail. En effet, à long terme c'est la compétitivité des entreprises qui a un impact déterminant sur l'emploi (Cahuc et d'Autume, 1997). Ensuite, cette évaluation néglige l'impact de la RTT sur les entreprises restées à 39 heures. Enfin, l'hypothèse d'un impact positif systématique du passage aux 35 heures pour les entreprises qui n'ont pas bénéficié d'allègement de charges patronales ou de modération salariale ne concorde pas avec les résultats obtenus par De Coninck (2004) qui compare l'évolution de l'emploi des entreprises entre 2000 et 2001 selon qu'elles ont plus ou moins de 20 salariés. Entre ces deux dates, la durée légale du travail est passée de 39 à 35 heures dans les entreprises de plus de 20 salariés uniquement. De Coninck montre que l'emploi des entreprises ayant juste plus de 20 salariés, dont la durée légale du travail est donc passée à 35 heures, a crû moins vite que celui des entreprises situées juste sous ce seuil (1). Comme la plupart des entreprises de taille proche de 20 salariés n'ont pas signé d'accord prévu par les lois « Aubry » et n'ont donc pas bénéficié d'allègements de charges patronales, la moindre croissance de l'emploi des entreprises de plus de 20 salariés peut s'interpréter comme la conséquence d'un dispositif brut de réduction de temps de travail, non accompagné par des mesures visant à réduire le coût du travail. Cette étude indique donc que la RTT peut avoir des effets négatifs sur l'emploi lorsqu'elle n'est pas accompagnée par des aides financières. Ces résultats ne sont pas étonnants. Ils sont de même nature que ceux obtenus par Crépon et Kramarz (2002) pour le passage aux 39 heures réalisé en 1982 en France, et par Hunt (1999) pour les réductions négociées de la durée du travail menées à la fin des années 1980 en Allemagne. Ces deux études suggèrent, tout comme celle de De Coninck, que les réductions de la durée du travail opérées avec compensation salariale et sans allègement de charges sur les salaires ont un impact négatif sur l'emploi. L'évaluation de l'impact global des lois « Aubry » sur l'emploi reste donc difficile à établir, et le chiffre de 350 000 emplois créés avancé par l'article de Gubian *et al* constitue sans doute une borne supérieure de l'impact des dispositifs « Aubry » sur l'emploi (2).

Si les études s'accordent pour trouver des résultats positifs en matière d'emploi, le mécanisme y conduisant reste encore mal connu. L'ensemble des contributions souligne que la modération salariale et les allègements de charges patronales ont joué un rôle significatif. Sur ce point, les études de Crépon *et al.* et de Bunel apportent des éclairages nouveaux et originaux. En particulier, Crépon *et al.* estiment que les entreprises ayant

---

1. Il estime qu'une diminution de 10 % de la durée du travail réduit l'emploi de 2 % dans les entreprises de moins de 20 salariés.

2. Une évaluation globale est d'autant plus difficile à établir que l'impact de la RTT sur le secteur public, très mal connu, n'est pas pris en compte dans les contributions rassemblées dans ce numéro d'Économie et Statistique.

bénéficié des dispositifs « Aubry 1 » ont tiré parti de la RTT pour réduire leurs coûts de production unitaires, ce qui aurait ainsi pu contribuer au dynamisme de leur emploi. Les mécanismes de partage du travail ne semblent pas prépondérants dans ces évolutions. L'article de Philippe Askenazy, Catherine Bloch-London et Muriel Roger rappelle que la relance de la négociation salariale a favorisé la signature d'accords englobant à la fois les salaires, les conditions de travail, la durée du travail et l'emploi. L'emploi peut bénéficier de tels accords (3). Néanmoins, il ne semble pas exister, à ce jour, d'étude statistique permettant de connaître l'importance réelle de ce phénomène.

### **Un impact incertain sur les inégalités de conditions de travail et de vie**

La mise en œuvre de la RTT s'est souvent réalisée grâce à un réaménagement du temps de travail. Cédric Afsa et Pierre Biscourp montrent que le processus d'aménagement et de réduction du temps de travail a affecté les rythmes de travail. Ils estiment que la proportion de salariés travaillant selon des rythmes cycliques ou irréguliers a crû d'environ cinq points de pourcentage dans les entreprises passées aux 35 heures. Les rythmes cycliques concernent essentiellement les non-cadres tandis que ce sont les cadres qui sont le plus affectés par la propagation des horaires irréguliers. La diversité des situations des salariés est au cœur des contributions d'Askenazy *et al.* et de celle de Gilbert Cette, Nicolas Dromel et Dominique Méda. L'article d'Askenazy *et al.* souligne que le bilan dressé par les salariés de leurs conditions de travail est partagé, puisqu'un quart d'entre eux déclarent avoir connu une amélioration globale de leurs conditions de travail, un autre quart une détérioration, la moitié ne signalant aucun changement. Les auteurs indiquent aussi que ce bilan partagé dissimule une hétérogénéité qui aurait contribué à accroître les inégalités dans la mesure où les mécontents se rencontrent essentiellement parmi les ouvrières et les employées non qualifiées, plus souvent affectées par une modulation du temps de travail. À l'inverse, c'est chez les femmes occupant un emploi de cadre que l'on trouve la plus forte proportion de personnes se déclarant satisfaites.

L'étude de Cette *et al.* montre, elle aussi, que le jugement des salariés sur la RTT dépend de leur situation personnelle. L'exploitation de l'enquête *RTT et Modes de vie* permet à ces auteurs d'analyser l'impact de la RTT sur la conciliation entre travail et vie familiale. Les résultats confirment ceux des autres études : les salariés plus qualifiés et mieux rémunérés portent un jugement plus favorable sur les conséquences de la RTT sur leurs conditions de vie. Par ailleurs, la RTT serait plus appréciée des personnes ayant des charges familiales lourdes. Ainsi, les femmes ouvrières ou employées non qualifiées, qui se déclarent moins satisfaites que la moyenne, sont cependant proportionnellement plus satisfaites que les autres femmes lorsqu'elles ont au moins un enfant de moins de 12 ans à charge.

Ces études sur les conditions de vie sont utilement complétées par la contribution de Pierre-Olivier Beffy et Nathalie Fourcade, qui estiment que la réduction du temps de travail a contribué à réduire le taux de croissance de la productivité du travail. Plus précisément, ces auteurs trouvent qu'une réduction de 10 % de la durée du travail se

---

3. Les modèles de négociations salariales indiquent que les négociations sur l'emploi et le salaire aboutissent à un niveau d'emploi supérieur à celui obtenu dans le cadre de négociations concernant uniquement le salaire (Cahuc et Zylberberg, 2004).

traduit par une diminution de 7 % de la productivité du travail par équivalent-temps plein (et donc par un accroissement de 3 % de la productivité horaire) dans le secteur marchand non agricole. Ainsi, l'arbitrage en faveur du temps libre mis en œuvre par la RTT se traduit par une moindre production marchande des actifs. Les conditions de vie s'en trouvent affectées : la RTT aménage plus de temps libre avec, en contrepartie, une moindre progression du pouvoir d'achat.

**Pierre Cahuc**  
Université Paris-I  
et Crest-Insee

---

#### BIBLIOGRAPHIE

**Cahuc P. et d'Autume A. (1997)**, « Réduction de la durée du travail et emploi : une synthèse », dans *La réduction du temps de travail : une solution pour l'emploi ?*, pp. 87-143, Cahuc P. et Granier P. eds, Éditions Économica.

**Cahuc P. et Zylberberg A. (2004)**, *Labor Economics*, MIT Press.

**Crépon B. et Kramarz F. (2002)**, « Employed 40 hours or Not-Employed 39: Lessons from the 1982 Workweek Reduction in France », *Journal of Political Economy*, vol. 110, n° 6, pp. 1355-1389.

**De Coninck R. (2004)**, « A Regression Discontinuity Analysis of the 35-hours Workweek in France », *mimeo*, Department of Economics, Chicago University.

**Hunt J. (1999)**, « Has Work-Sharing Worked in Germany? », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 114, n° 1, pp. 117-148.

---



## L'évolution des rythmes de travail entre 1995 et 2001 : quel impact des 35 heures ?

Cédric Afsa et Pierre Biscourp\*

---

Le « passage aux 35 heures » ne s'est pas limité à la baisse de la durée légale du travail. La négociation au sein des branches ou des entreprises a, en effet, porté simultanément sur la durée du travail, son organisation, les conditions de travail et les salaires. On analyse ici principalement l'impact des 35 heures sur l'organisation temporelle du travail, et plus précisément sur les rythmes de travail des salariés.

Les résultats présentés reposent sur l'exploitation de deux enquêtes portant sur la durée du travail, réalisées par l'Insee auprès des salariés en 1995 et 2001, avant et après les lois « Aubry », et du fichier d'entreprises de suivi des accords de réduction du temps de travail, constitué au sein du ministère du Travail.

Ces accords, mis en œuvre par les entreprises du secteur privé dans le cadre des lois « Aubry », ont bien affecté les rythmes de travail des salariés. Certes, la norme demeure la répétition de semaines de travail identiques, mais elle connaît un recul dans les entreprises passées aux 35 heures. Environ 5 % des salariés de ces entreprises qui auparavant travaillaient le même nombre de jours par semaine avec les mêmes horaires, sont passés à des rythmes réguliers organisés sur des périodes plus longues que la semaine, ou ont vu leurs jours ou leurs horaires de travail varier de façon erratique. Ces deux types de rythmes ont progressé dans des proportions proches pour les salariés passés aux 35 heures.

De plus, l'ampleur de cet impact, tout comme la nature du nouveau rythme instauré, varient selon la position hiérarchique du salarié, son secteur d'activité et la taille de son entreprise. L'irrégularité des jours travaillés se développe davantage dans l'industrie que dans les services. Celle des horaires touche seulement les cadres. À l'inverse, les rythmes réguliers organisés sur plusieurs semaines ne concernent que les autres salariés, et en premier lieu ceux des petites entreprises de l'industrie.

---

\* Cédric Afsa appartient à la division Redistribution et politiques sociales de l'Insee et Pierre Biscourp à la division Emploi de l'Insee.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Les auteurs remercient les relecteurs pour leurs commentaires, ainsi que Sébastien Roux qui a discuté une première version de cet article lors d'une séance du séminaire interne de la Direction des Statistiques Démographiques et Sociales de l'Insee.

**L**e processus d'aménagement et de réduction du temps de travail (ARTT) engagé avec la loi « Robien » de juin 1996 puis renforcé par les lois « Aubry 1 » de juin 1998 et « Aubry 2 » de janvier 2000 répondait, en principe, à un double objectif de réduction du chômage et d'amélioration de la situation des salariés. Ces derniers devaient travailler moins, conserver un niveau de salaire inchangé, et le temps de travail ainsi dégagé devait servir à créer de l'emploi. Mais ce double objectif ne pouvait être poursuivi avec succès qu'à la condition que des gains de productivité viennent compenser, en partie, la hausse des salaires horaires. Un moyen d'obtenir ces gains de productivité était d'associer le passage aux 35 heures à une réorganisation du temps de travail, permettant une plus grande réactivité des entreprises face aux chocs de demande et un allongement de la durée d'utilisation des équipements. La question de la flexibilisation du temps de travail s'est ainsi trouvée au cœur du débat sur les 35 heures : elle a été critiquée par les représentants des salariés comme facteur de dégradation des conditions de travail, et revendiquée par certains représentants des entreprises comme une contrepartie nécessaire du coût occasionné par la baisse de la durée légale du travail.

Pour étudier le lien entre ARTT et flexibilité du temps de travail, on cherche ici concrètement, en exploitant deux enquêtes portant sur la durée du travail réalisées avant et après les lois « Aubry », à répondre à la question suivante : l'application d'un accord d'ARTT par les entreprises qui ont décidé de diminuer leur durée du travail s'est-elle traduite par une flexibilisation du temps de travail ? Plus précisément, les salariés travaillant dans ces entreprises ont-ils perdu la régularité de leurs horaires de travail, et si oui dans quelle proportion ? Autrement dit, l'ARTT a-t-elle, dans la période récente, contribué à éroder la norme du temps de travail, caractérisée par la régularité et la prévisibilité des heures travaillées, qui permettent de ce fait une meilleure synchronisation des temps sociaux (Freyssinet, 1997 ; Bouffartigue et Bouteiller, 2002) ?

## ARTT et conditions de travail

**L**es études qui se sont développées autour de l'impact de l'ARTT sur le marché du travail se divisent en deux courants principaux. Le premier poursuit un objectif d'évaluation macroéconomique de l'impact de l'ARTT sur les créations d'emploi (Fiole, Passeron et Roger, 2000 ; Fiole et Roger, 2002 ; Passeron,

2002 ; Crépon, Leclair et Roux, 2004). Il s'agit davantage d'une approche « entreprise ». Le second s'intéresse à l'impact de la réduction du temps de travail sur les conditions de travail des salariés, dès lors que la négociation d'accords de réduction du temps de travail porte à la fois sur les salaires, les heures travaillées et l'organisation du travail et c'est ce point de vue qui est ici présenté.

### Des conséquences sur les conditions de travail...

La grande majorité des études empiriques qui ont été conduites sur le lien entre passage aux 35 heures et conditions de travail ont exploité l'enquête *RTT et modes de vie* de la Direction de l'Animation de la Recherche des Études et des Statistiques du ministère du Travail (Dares). Cette enquête a été conduite entre novembre 2000 et janvier 2001, auprès d'un peu plus de 1 500 salariés du privé ayant connu une RTT depuis au moins un an. Son avantage est de brosser un tableau complet des conditions de travail *avant* et *après* la mise en place des 35 heures (Estrade et Méda, 2002). Selon Estrade, Méda et Orain (2001), une petite moitié des salariés interrogés n'ont pas ressenti de changement dans leur conditions de travail, un quart – plutôt des cadres – ont vu une amélioration et un autre quart – beaucoup de femmes non qualifiées – ont, au contraire, constaté une dégradation. D'après Estrade et Ulrich (2002a), le réaménagement du temps de travail à l'occasion du passage aux 35 heures s'accompagnerait d'une hausse de la variabilité et de l'imprévisibilité des horaires des salariés les moins qualifiés, en particulier des femmes, et le recours à la modulation ou l'annualisation du temps de travail aggraverait l'irrégularité des rythmes de travail. Estrade et Ulrich (2002b) suggèrent, en outre, que les réorganisations du temps de travail induiraient un renforcement de la segmentation du marché du travail entre salariés stables bénéficiant de conditions de travail inchangées ou meilleures, et salariés précaires connaissant une dégradation des leurs. Toujours à partir de cette source, Bué et Puech (2003) montrent que les changements organisationnels consécutifs à la réduction du temps de travail sont diversement appréciés par les salariés. Ils sont, par exemple, plutôt satisfaits d'utiliser davantage les technologies de l'information. En revanche, l'augmentation de la polyvalence favorise le sentiment de dégradation des conditions de travail.

Toutes ces études concluent à un lien entre ARTT et conditions de travail. Toutefois, une

telle conclusion n'est pas rigoureusement fondée. Car le défaut majeur de l'enquête *RTT et modes de vie* est de concerner uniquement les entreprises passées aux 35 heures. Certes, les salariés de ces entreprises font état d'un changement de leurs conditions de travail. Mais, par construction, l'enquête ne nous apprend rien sur l'évolution des conditions de travail des autres entreprises, celles qui n'ont pas réduit leur durée. S'il s'avère qu'elles ont changé autant que celles des entreprises passées aux 35 heures, alors on ne peut pas affirmer que l'ARTT a eu un impact sur les conditions de travail.

Les analyses théoriques de l'impact de l'ARTT sur les conditions de travail sont peu nombreuses, à l'exception notable d'Askénazy (2001, 2002) (1). Cet auteur a, par ailleurs, utilisé l'enquête *Réponse*, menée en 1999 par la Dares, pour tester le lien entre réduction du temps de travail et innovation organisationnelle (Askénazy, 2003). Il conclut que l'ARTT peut favoriser une plus grande flexibilité en augmentant la polyvalence. Cependant, une limite de l'étude est qu'elle porte sur des entreprises pionnières en matière de réduction du temps de travail.

### ... et sur l'organisation des entreprises

D'autres travaux ont utilisé l'enquête *Passages*, menée entre décembre 2000 et mars 2001 auprès d'un échantillon d'un millier d'établissements, pour étudier les modifications de l'organisation du travail des entreprises passées aux 35 heures, avec un éclairage particulier sur la modulation et l'annualisation du temps de travail (Coutrot et Guignon, 2002 ; Bunel, 2004). Cette enquête souffre du même défaut que l'enquête *RTT et modes de vie* : elle ne permet pas de comparer l'évolution dans les entreprises ayant réduit le temps de travail avec celle qui ne l'ont pas fait (2).

Les données utilisées ici permettent justement de sortir de cette impasse. Grâce à elles, on construit un « groupe de contrôle » constitué des entreprises n'ayant pas abaissé leur durée du travail. On peut ainsi comparer les entreprises passées aux 35 heures et celles du « groupe de contrôle ». En revanche, l'étude n'aborde qu'une partie des conditions de travail, l'organisation temporelle du travail, et ne traite pas d'autres aspects aussi importants mais qui feront l'objet de prochaines enquêtes (3). L'intensification du travail en est un, souvent citée par les salariés des entreprises ayant appliqué

l'ARTT : moins d'heures, mais un travail plus intense, les mêmes tâches devant être accomplies en un temps réduit (Askénazy, 2002a).

## Les rythmes de travail

L'étude s'appuie avant tout sur les deux enquêtes complémentaires aux enquêtes *Emploi* de mars 1995 et mars 2001, qui ont porté sur la durée et l'aménagement du temps de travail. Ces deux enquêtes encadrent les effets des lois « Aubry » sur la réduction du temps de travail. De plus, une bonne partie des entreprises observées en 2001 n'avaient toujours pas réduit leur durée du travail. La comparaison entre les entreprises passées aux 35 heures et les autres est donc possible. Un autre avantage de ces enquêtes est la taille de leurs échantillons : environ 20 000 salariés sont interrogés chaque année. Ceci offre la possibilité d'estimations fines et précises des phénomènes.

### Construire une typologie des rythmes de travail...

Grâce à ces enquêtes on a pu construire une typologie des rythmes de travail en trois postes en utilisant des critères proches de ceux de Estrade et Ulrich (2002) : les jours travaillés par semaine, leur nombre, les horaires de travail (cf. encadré 1). On distingue ainsi :

- les *réguliers hebdomadaires* : il s'agit des salariés qui travaillent en général les mêmes jours de la semaine, avec toujours les mêmes horaires ou bien des horaires qui se répètent à l'identique d'une semaine à l'autre. Ce rythme de travail reste la « norme » puisqu'il concerne les deux tiers environ des salariés ;
- les *réguliers pluri-hebdomadaires* (ou *cycliques*) : ils présentent les mêmes caractéristiques que les réguliers hebdomadaires, à la différence essentielle près que les rythmes de travail se reproduisent à l'identique au bout de plusieurs semaines. Le salarié qui travaille, par exemple, un mercredi sur deux, relève de cette catégorie ;

1. Une partie de ces travaux sont repris dans son ouvrage *Les désordres du travail* (Askénazy, 2004).

2. Plus exactement, l'échantillon de l'enquête *Passages* contient une petite partie, non représentative, de l'ensemble des établissements non passés aux 35 heures.

3. La comparaison de la nouvelle enquête sur les conditions de travail en 2005 avec son homologue de 1998 permettra de combler cette lacune.

- les *irréguliers* : ceux-ci échappent à toute idée de régularité saisie par un des deux cas de régularité (régularité hebdomadaire et pluri-hebdomadaire).

Une typologie plus fine, en 7 postes, a aussi été construite, en introduisant deux critères supplémentaires permettant de différencier les rythmes cycliques d'une part, les rythmes irréguliers

## Encadré 1

### UNE TYPOLOGIE DES RYTHMES DE TRAVAIL

D'une manière très générale, le rythme de travail d'un salarié est défini par la manière dont ses plages de travail et de repos se succèdent (Afsa et Biscourp, 2003). La succession peut présenter ou non une périodicité, c'est-à-dire se reproduire à l'identique au bout d'un certain intervalle de temps.

#### Le rythme régulier hebdomadaire

Le cas le plus simple est celui du salarié qui travaille chaque semaine les mêmes jours avec les mêmes horaires. Son rythme de travail se reproduit de la même façon au bout d'une semaine. On dit que son rythme de travail a une *régularité hebdomadaire*, ou encore qu'il suit un cycle hebdomadaire. C'est aussi vrai du salarié dont les jours travaillés sont les mêmes chaque semaine, et dont les horaires diffèrent d'un jour à l'autre au cours de la semaine de travail, mais sont les mêmes d'une semaine à l'autre pour un jour donné. En France, ces horaires réguliers hebdomadaires sont la norme, puisqu'ils concernent plus des deux tiers des salariés.

#### Les rythmes réguliers pluri-hebdomadaires (ou rythmes cycliques)

Par rapport à cette norme, un salarié qui travaille en outre un samedi sur trois avec les mêmes horaires chaque samedi travaillé, a un rythme de travail qui ne se reproduit plus à l'identique au bout d'une semaine mais au bout de trois semaines. Ce rythme de travail n'est pas moins régulier que le précédent, mais la longueur du cycle est supérieure. Plus généralement, l'existence de cycles de travail de longueur supérieure à la semaine peut donner lieu à de nombreuses situations de *régularité pluri-hebdomadaire*. On retient les **trois types principaux suivants de régularité pluri-hebdomadaire**, fondés sur les combinaisons de deux propriétés pouvant engendrer la régularité pluri-hebdomadaire, l'alternance des horaires de travail et l'existence d'une variabilité régulière des jours travaillés sur une base autre que la semaine :

1. rythme alternant, non cyclique en jours : jours travaillés identiques d'une semaine à l'autre, horaires de travail identiques tout au long de la semaine, mais alternant d'une semaine à l'autre ;
2. rythme non alternant, cyclique en jours : jours travaillés variables d'une semaine à l'autre, mais de façon régulière, sans alternance des horaires de travail ;
3. rythme alternant et cyclique en jours.

Le rythme alternant non cyclique en jours décrit des situations simples de travail en équipes alternantes, les jours travaillés étant les mêmes d'une semaine à

l'autre, avec des horaires de travail alternant d'une semaine à l'autre :

- entre la tranche du matin et celle de l'après-midi ( $2 \times 8$ ), le cycle se reproduisant à l'identique au bout de deux semaines ;
- entre les deux tranches précédentes et celle de nuit ( $3 \times 8$ ), avec un cycle sur trois semaines.

La variabilité régulière porte dans ce cas sur les horaires de travail, mais pas sur les jours travaillés.

Le travail un samedi sur trois avec toujours les mêmes horaires, en sus d'un rythme autrement régulier hebdomadaire, correspond à un rythme non alternant, cyclique en jours. Il en va de même pour un individu qui travaille trois jours, puis se repose un jour etc., le cycle se reproduisant à l'identique au bout de cinq semaines.

Les rythmes alternants cycliques en jours correspondent, enfin, à des organisations en équipe dont l'alternance n'est pas organisée sur la semaine. Ils correspondent aussi à des organisations permettant le travail en continu, en quatre, cinq équipes ou davantage.

#### Les rythmes irréguliers

Dans les cas précédents, il existe une régularité dans le rythme de travail, dont l'horizon s'exprime en nombre de semaines. Parmi les salariés dont le rythme de travail ne connaît aucune régularité de ce type, on distingue trois cas d'*irrégularité* :

1. l'irrégularité en jours : elle porte sur les seuls jours travaillés, les horaires de travail étant en général les mêmes ;
2. l'irrégularité en heures : elle porte sur les horaires de travail, erratiques, les jours travaillés étant en général les mêmes ;
3. l'irrégularité en jours et en heures : elle porte à la fois sur les jours travaillés et les horaires, tous deux variables de façon erratique, ou trop complexe à décrire.

Les sept types précédents (soit le rythme régulier hebdomadaire de référence, les trois rythmes cycliques et les trois rythmes irréguliers) constituent la typologie des rythmes de travail au niveau le plus fin retenu ici. De façon plus condensée, on distingue trois grands types de rythmes de travail : le rythme fondé sur un cycle strictement hebdomadaire (régulier hebdomadaire) qui est le rythme de référence, les rythmes réguliers dont le cycle s'étend sur plusieurs semaines (régulier pluri-hebdomadaire), et enfin les rythmes irréguliers pour lesquels il est impossible d'identifier un cycle de travail.

liers d'autre part (cf. tableau 1). Ces critères ont, pour partie, déjà été utilisés par Boisard et Fermanian (1999).

Les congés annuels ne font pas partie des critères de construction des typologies de rythmes. En d'autres termes, les rythmes décrits ici sont ceux qui prévaudraient en l'absence des congés annuels. Leur prise en compte serait indispensable si on étudiait l'impact de l'ARTT sur la durée annuelle effectivement travaillée.

Ces variables de rythmes sont au centre de l'analyse. Les enquêtes complémentaires contiennent, en outre, en 1995 comme en 2001, des informations sur l'existence et le type de contrôle des horaires de travail (pointeuse ou disque, signatures et fiches horaires, contrôle par l'encadrement), et l'existence d'un dispositif de modulation ou annualisation du temps de travail. Elles donnent aussi l'emploi du temps détaillé d'une journée de référence, ce qui permet de calculer précisément la durée *effectivement* travaillée lors de cette journée. Les *Enquêtes Emploi* auxquelles les enquêtes complémentaires sont rattachées comportent également plusieurs variables non reliées à la typologie des rythmes, mais informatives sur l'organisation

du travail : l'enquêté travaille-t-il généralement, parfois ou jamais, le soir (entre 20 h et minuit), la nuit (entre 0 h et 5 h), le samedi ou le dimanche ?

### ... et caractériser les entreprises passées aux 35 heures

D'autres sources ont enfin permis de repérer et caractériser les entreprises « passées aux 35 heures » (cf. annexe 1). La première de ces sources est le fichier exhaustif des accords d'ARTT conclus par les entreprises ayant demandé une aide, fichier constitué et géré par la Dares. On a retenu les accords signés entre 1996 et 2000. Enfin, pour compléter les informations contenues dans le fichier des accords, on a utilisé les Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS) et le fichier des Bénéfices Réels Normaux (BRN). Grâce à ces sources on a pu, non seulement distinguer en 2001 les entreprises passées aux 35 heures et celles qui ne l'étaient pas, mais aussi repérer, en 1995, les entreprises qui allaient signer un accord d'ARTT, offrant ainsi la possibilité d'appliquer la méthode dite de la double différence (cf. *infra*).

Tableau 1  
Construction des types de rythme de travail

	Régulier hebdomadaire	Régulier pluri-hebdomadaire (cyclique)			Irrégulier		
		Alternant, non cyclique en jours	Cyclique en jours, non alternant	Alternant, cyclique en jours	Irrégulier en heures	Irrégulier en jours	Irrégulier en jours et en heures
<b>Nombre de jours travaillés par semaine</b>	en général le même	en général le même	variable de façon régulière	variable de façon régulière	en général le même	variable	variable
<b>Jours travaillés</b>	en général les mêmes	en général les mêmes	variable	variable	en général les mêmes		
<b>Cycle s'étendant sur plusieurs semaines</b>			oui, si nombre de jours variable	oui, si nombre de jours variable		non	non
<b>Horaires de travail des jours travaillés</b>	- en général les mêmes - différents d'un jour à l'autre de la semaine, mais identiques d'une semaine à l'autre	- les mêmes tous les jours de la semaine, différents d'une semaine à l'autre - différents d'un jour à l'autre et variables d'une semaine à l'autre	- en général les mêmes - différents d'un jour à l'autre de la semaine, mais identiques d'une semaine à l'autre	- les mêmes tous les jours de la semaine, différents d'une semaine à l'autre - différents d'un jour à l'autre et variables d'une semaine à l'autre	- les mêmes tous les jours de la semaine, différents d'une semaine à l'autre - différents d'un jour à l'autre et variables d'une semaine à l'autre	- en général les mêmes - différents d'un jour à l'autre de la semaine, mais identiques d'une semaine à l'autre	- les mêmes tous les jours de la semaine, différents d'une semaine à l'autre - différents d'un jour à l'autre et variables d'une semaine à l'autre
<b>Horaires alternants</b>		oui		oui	non		non

Lecture : le nombre de jours variable de façon régulière correspond aux cas « 1 samedi sur 2 », « 1 lundi sur 4 » etc. Les cases vides correspondent aux cas où la question n'est pas posée.

Au total, en tenant compte des différences de champ entre les fichiers appariés, l'échantillon d'étude sur les deux années 1995 et 2001 contient 23 169 salariés travaillant dans 15 181 entreprises. Ont été notamment exclus les organismes de l'État, l'agriculture, la sylviculture, les services domestiques et les activités extra-territoriales. On a, en outre, éliminé les collectivités locales et les hôpitaux publics qui n'étaient encore pratiquement pas concernés par la réduction du temps de travail en mars 2001.

### La régularité hebdomadaire reste la référence...

En mars 2001, 40 % environ des entreprises de l'échantillon sont passées aux 35 heures (cf. tableau 2). Cette proportion dépend beaucoup de la taille. Une entreprise sur huit, comptant moins de 20 salariés, a appliqué un accord

d'ARTT. *A contrario*, les trois quarts des grandes entreprises (au moins 200 salariés) étaient aux 35 heures en mars 2001. La proportion varie aussi, mais à un moindre degré, selon le secteur. La construction et les services aux particuliers (hôtels et restaurants, activités culturelles et sportives, etc.) sont moins concernés. Tout compte fait, le « groupe de contrôle » – constitué des entreprises n'ayant pas appliqué d'accord d'ARTT en mars 2001 – comporte un nombre très significatif d'entreprises, même parmi les plus grandes d'entre elles.

Si on compare les répartitions, en 1995 et en 2001, des salariés selon leur rythme de travail, en distinguant les entreprises ayant conclu un accord d'ARTT et les autres, la régularité hebdomadaire reste la référence, même si elle a baissé de trois points depuis 1995 (cf. tableau 3). Elle concerne 67 % des salariés en 2001.

Tableau 2  
Proportion des entreprises passées aux 35 heures par secteur et taille d'entreprise

En %

	Moins de 20 salariés	20 à 199 salariés	200 salariés et plus	Ensemble
Industrie, énergie	13	55	79	51
Construction	8	36	73	25
Commerce et réparations	15	53	71	36
Transports	12	42	73	42
Activités financières et immobilières	14	69	74	50
Services aux entreprises	14	57	77	46
Services aux particuliers	8	48	68	23
Santé, action sociale et autres services	21	62	63	48
<b>Ensemble</b>	<b>13</b>	<b>54</b>	<b>74</b>	<b>42</b>

Lecture : 73 % des entreprises de 200 salariés ou plus du secteur de la construction étaient passées aux 35 heures en mars 2001.

Champ : entreprises non agricoles hors État, collectivités locales et hôpitaux publics et hors services domestiques.

Sources : enquêtes complémentaires à l'enquête Emploi de 1995 et 2001 (Insee) ; Fichier de suivi des accords de RTT (Dares) ; DADS (Insee).

Tableau 3  
Fréquence des rythmes de travail des salariés en 1995 et en 2001 par catégorie, selon que leur entreprise est ou non passée aux 35 heures en 2001

En %

Accord d'ARTT (mars 2001)	Rythmes	Cadres		Prof. int.		Employés		Ouvriers		Ensemble	
		1995	2001	1995	2001	1995	2001	1995	2001	1995	2001
Non	Régulier hebdo.	66	77	69	72	76	75	76	76	73	75
	Cyclique	2	1	7	5	6	5	12	9	8	6
	Irrégulier	32	22	24	23	17	20	13	15	19	19
Oui	Régulier hebdo	71	72	69	64	69	62	59	56	66	62
	Cyclique	3	3	10	13	12	12	27	27	15	17
	Irrégulier	26	25	21	23	19	25	14	17	19	22
<b>Ensemble</b>	<b>Régulier hebdo.</b>	<b>68</b>	<b>74</b>	<b>69</b>	<b>67</b>	<b>73</b>	<b>68</b>	<b>68</b>	<b>65</b>	<b>70</b>	<b>67</b>
	<b>Cyclique</b>	<b>2</b>	<b>2</b>	<b>8</b>	<b>10</b>	<b>9</b>	<b>9</b>	<b>19</b>	<b>19</b>	<b>12</b>	<b>12</b>
	<b>Irrégulier</b>	<b>29</b>	<b>24</b>	<b>22</b>	<b>23</b>	<b>18</b>	<b>23</b>	<b>13</b>	<b>16</b>	<b>19</b>	<b>20</b>

Lecture : 12 % des ouvriers travaillant en 1995 dans une entreprise qui n'allait pas appliquer un accord d'ARTT, entre 1995 et 2001, suivaient des rythmes de travail cycliques.

Champ : entreprises non agricoles hors État, collectivités locales et hôpitaux publics et hors services domestiques.

Sources : enquêtes complémentaires à l'enquête Emploi de 1995 et 2001 (Insee) ; Fichier de suivi des accords de RTT (Dares) ; DADS (Insee).

Globalement, toutes entreprises confondues, il n'y a pas de clivage très fort entre les catégories de salariés, à l'exception notable des ouvriers, qui connaissent nettement plus que tous les autres des rythmes cycliques. On notera aussi une légère surreprésentation des cadres dans les rythmes irréguliers. Mais ceci est surtout valable en 1995. Car les choses ont évolué entre 1995 et 2001, et différemment selon les catégories de salariés et les entreprises.

### ... mais la part des salariés aux rythmes irréguliers augmente légèrement

La part des salariés des entreprises passées aux 35 heures travaillant selon des rythmes irréguliers a, en effet, augmenté de trois points entre 1995 et 2001, passant de 19 % à 22 % (cf. tableau 3) (4). Dans le même temps, la fréquence de ces rythmes est restée la même dans les autres entreprises. L'écart est donc de

3 points entre les entreprises ayant appliqué un accord d'ARTT et celles qui ne l'ont pas fait : l'impact propre de l'ARTT sur les rythmes irréguliers serait de 3 %.

Si on refait les mêmes calculs sur les seuls ouvriers, l'impact de l'ARTT sur les rythmes irréguliers serait d'un seul point. En revanche, il serait de 9 points chez les cadres. Il varie donc beaucoup selon les professions exercées. Il varie aussi selon la taille de l'entreprise (cf. tableau 4). L'impact sur les rythmes irréguliers semble ainsi plus fort dans les grandes entreprises que dans les plus petites. Enfin,

4. Ces chiffres peuvent différer légèrement de ceux donnés dans Biscourp (2004). Les échantillons diffèrent en effet parce qu'on ne conserve pour l'analyse menée dans le présent article que les salariés pour lesquels on dispose de l'identifiant SIREN de l'employeur. En outre, on repère le passage aux 35 heures par le biais du fichier de suivi des accords, et non par les déclarations directes des personnes à l'enquête durée du travail de 2001, comme c'est le cas dans l'Insee Première citée en référence.

Tableau 4  
Fréquence des rythmes de travail des salariés en 1995 et en 2001 par grand secteur et taille d'entreprise, selon que leur entreprise est ou non passée aux 35 heures en 2001

#### A - Industrie

En %

Accord d'ARTT (mars 2001)	Rythmes	Moins de 50 salariés		50 salariés ou plus		Ensemble	
		1995	2001	1995	2001	1995	2001
Non	Régulier hebdo.	83	85	67	67	76	81
	Cyclique	5	4	20	22	11	8
	Irrégulier	12	11	13	11	13	11
Oui	Régulier hebdo.	80	68	63	60	65	61
	Cyclique	8	18	23	24	21	23
	Irrégulier	13	14	13	16	13	16
<b>Ensemble</b>	<b>Régulier hebdo.</b>	<b>82</b>	<b>81</b>	<b>64</b>	<b>61</b>	<b>71</b>	<b>69</b>
	<b>Cyclique</b>	<b>5</b>	<b>8</b>	<b>22</b>	<b>24</b>	<b>16</b>	<b>17</b>
	<b>Irrégulier</b>	<b>12</b>	<b>12</b>	<b>13</b>	<b>15</b>	<b>13</b>	<b>14</b>

#### B - Services

En %

Accord d'ARTT (mars 2001)	Rythmes	Moins de 50 salariés		50 salariés ou plus		Ensemble	
		1995	2001	1995	2001	1995	2001
Non	Régulier hebdo.	74	73	67	70	72	72
	Cyclique	5	5	8	6	6	5
	Irrégulier	21	22	25	24	22	23
Oui	Régulier hebdo.	73	67	65	61	66	62
	Cyclique	7	10	12	13	11	13
	Irrégulier	19	23	23	26	23	25
<b>Ensemble</b>	<b>Régulier hebdo.</b>	<b>74</b>	<b>71</b>	<b>65</b>	<b>62</b>	<b>69</b>	<b>66</b>
	<b>Cyclique</b>	<b>6</b>	<b>6</b>	<b>11</b>	<b>12</b>	<b>9</b>	<b>9</b>
	<b>Irrégulier</b>	<b>20</b>	<b>23</b>	<b>24</b>	<b>26</b>	<b>22</b>	<b>24</b>

Lecture : 19 % des ouvriers travaillant en 1995 dans une petite entreprise des services qui allait appliquer un accord d'ARTT, entre 1995 et 2001, avaient des rythmes irréguliers.

Champ : entreprises non agricoles hors État, collectivités locales et hôpitaux publics et hors services domestiques.

Sources : enquêtes complémentaires à l'enquête Emploi de 1995 et 2001 (Insee) ; Fichier de suivi des accords de RTT (Dares) ; DADS (Insee).

toutes tailles confondues, l'irrégularité augmenterait davantage dans l'industrie que dans les services.

Ces premières analyses montrent l'intérêt de disposer d'un « groupe de contrôle », c'est-à-dire d'un ensemble d'entreprises qui n'ont pas été touchées par l'ARTT et sur lesquelles on peut *a priori* mesurer l'évolution des rythmes de travail « hors ARTT ». Il suffirait ensuite de comparer cette évolution à celle qui a eu lieu dans les entreprises passées aux 35 heures pour en déduire l'impact de l'ARTT. Ce n'est cependant pas si simple. Car les 35 heures n'ont pas été appliquées dans n'importe quelles entreprises. Celles qui ont signé des accords faisaient notamment déjà travailler leurs salariés en cycles plus souvent que les autres : c'était le cas, en 1995, pour 15 % d'entre elles, contre 8 % dans les autres entreprises (cf. tableau 3). Il est alors fort possible que ces entreprises aient choisi de passer aux 35 heures parce qu'il leur était plus facile de les appliquer, étant donné leur organisation du travail. En d'autres termes, leur organisation du travail et, partant, les rythmes suivis par leurs salariés seraient autant un déterminant de l'application d'un accord d'ARTT qu'un effet de celle-ci. Pour dégager un « pur effet ARTT », il faut caractériser le plus finement possible, à l'aide d'une analyse économétrique, ces entreprises par des variables qui expliquent au mieux leurs rythmes de travail avant tout passage aux 35 heures.

## Estimer l'impact des 35 heures sur les rythmes de travail

La méthode d'estimation utilisée – dite de la double différence (cf. encadré 2) – consiste, pratiquement, à empiler les données de 1995 et de 2001 et à expliquer la variable de rythme par une régression logistique dont les variables explicatives sont les suivantes :

- une indicatrice qui identifie le groupe d'appartenance du salarié : groupe de « contrôle » (*resp.* « traitement ») constitué des salariés travaillant dans des entreprises qui, en 1995, n'allaient pas (*resp.* allaient) passer aux 35 heures ou qui, en 2001, n'étaient pas (*resp.* étaient) passées aux 35 heures ;
- une indicatrice temporelle, qui vaut 1 si le salarié est observé en 2001 et 0 s'il l'est en 1995 ;

- une variable croisant les deux indicatrices, le paramètre associé à cette variable mesurant l'impact de l'ARTT sur le rythme étudié ;

- un ensemble de caractéristiques, tant du salarié que de son entreprise, permettant de contrôler au maximum l'hétérogénéité entre les groupes de « contrôle » et de « traitement » ; la liste de ces variables est donnée en annexe 2 (ce sont les variables des tableaux d'estimation des « scores »).

Il s'agit là d'une méthode paramétrique, au sens où la variable de rythme est supposée dépendre de manière linéaire des variables explicatives et où les résidus de la régression suivent une loi bien définie, en l'espèce une loi logistique. Ce sont autant de contraintes imposées aux données, contraintes qui peuvent influencer sur les résultats des estimations. Pour le vérifier, on a utilisé une méthode alternative, qui repose sur des hypothèses plus faibles que l'estimateur paramétrique, et estime des doubles différences par appariement (cf. annexe 2). Cette méthode exige, néanmoins, une mise en œuvre plus complexe et produit, comme toute méthode non paramétrique, des estimateurs moins précis. Elle a été utilisée ici comme test de robustesse des résultats obtenus par la double différence paramétrique. Ses résultats sont, très généralement, cohérents avec ceux de la régression logistique (cf. tableau C en annexe 2). Dans ces conditions, on a choisi de ne présenter que les estimations paramétriques.

## Les salariés aux 35 heures ont plus souvent des rythmes cycliques ou irréguliers

Les résultats de ces estimations figurent dans les tableaux 5 et 6. Dans chacun de ces tableaux, une ligne correspond à un type de rythme de travail, décrit dans l'encadré 1. La première variable de rythme examinée oppose les salariés ayant des rythmes « cycliques » ou « irréguliers » à ceux travaillant selon une régularité hebdomadaire. Cette variable permet d'évaluer l'impact de l'ARTT sur la probabilité d'avoir un rythme de travail autre que le rythme régulier hebdomadaire de référence. Puis les rythmes ont été étudiés plus finement. On a ainsi comparé les « cycliques » aux « réguliers hebdomadaires » (ligne 2) et les « irréguliers » toujours aux « réguliers hebdomadaires » (ligne 6). À leur tour, les rythmes cycliques d'une part (lignes 3 à 5) et irréguliers d'autre part (lignes 7 à 9) ont été distingués selon leurs caractéristiques en termes de variabilité des

Encadré 2

**LA MÉTHODE DE LA DOUBLE DIFFÉRENCE**

On cherche à évaluer l'impact d'un dispositif ou d'une mesure de politique publique sur une variable  $y$  observée sur une population  $P$ . Si  $y^0$  est la valeur qu'aurait prise la variable si la mesure n'avait pas été appliquée, l'impact moyen de la mesure sur la population est égal à  $E[y - y^0]$ . Le problème est qu'on ne peut pas l'estimer, tout simplement parce qu'on observe  $y$  et non  $y^0$ . Dans ces conditions, il faut faire des hypothèses sur  $y^0$ .

Supposons alors qu'on soit dans le cas de figure suivant :

- la mesure n'a touché qu'une partie  $T$  de la population, l'autre partie  $C$  n'ayant pas été concernée ;
- on dispose d'observations de la population avant (à la date  $t = 0$ ) et après (à la date  $t = 1$ ) l'application de la mesure, et on est capable de distinguer dans la population, aux deux dates  $t = 0$  et  $t = 1$ , les individus concernés (c'est-à-dire faisant partie de  $T$ ) et les non-concernés (faisant partie de  $C$ ).

On est ainsi capable de définir et repérer 4 sous-groupes : le sous-groupe  $G_1$  des individus de  $C$  observés en  $t = 0$ , le sous-groupe  $G_2$  des individus de  $T$  observés en  $t = 0$ , le sous-groupe  $G_3$  des individus de  $C$  observés en  $t = 1$  et le sous-groupe  $G_4$  des individus de  $T$  observés en  $t = 1$ .

Dans ce contexte, on peut poser une hypothèse sur  $y^0$  et estimer l'impact de la mesure par la méthode dite de la différence des différences (*difference-in-differences* dans la littérature anglo-saxonne), appelée aussi double différence. L'hypothèse est la suivante : si la mesure n'avait pas été appliquée,  $y$  aurait suivi, en moyenne, la même évolution chez les individus du groupe de traitement et chez les individus du groupe de contrôle. Formellement, elle s'écrit :

$$E[y^0 | T, t = 1] - E[y^0 | T, t = 0] = E[y^0 | C, t = 1] - E[y^0 | C, t = 0] \tag{1}$$

À la date  $t = 0$ ,  $y^0 = y$ , puisque l'application de la mesure est postérieure à  $t = 0$ . Pour tous les individus de  $C$ ,  $y^0 = y$ , puisqu'ils ne sont pas concernés par la mesure. Par conséquent, (1) s'écrit aussi :

$$E[y^0 | T, t = 1] = E[y | T, t = 0] + E[y | C, t = 1] - E[y | C, t = 0] \tag{2}$$

Grâce à cette hypothèse d'identification, on peut maintenant estimer l'effet moyen de la mesure sur les individus « traités », c'est-à-dire la quantité  $E[y - y^0 | T, t = 1]$ . En effet, en insérant (2) dans  $E[y - y^0 | T, t = 1]$ , on obtient :

$$E[y - y^0 | T, t = 1] = (E[y | T, t = 1] - E[y | T, t = 0]) - (E[y | C, t = 1] - E[y | C, t = 0]) \tag{3}$$

Toutes les quantités du membre de droite de l'équation peuvent être empiriquement estimées. L'effet moyen sur les traités est ainsi égal à une différence de deux différences, notée  $\Delta$ .

La figure ci-dessous illustre la démarche. Les niveaux (a), (b), (c) et (d) correspondent à des données observées, et le niveau (e) à l'inobservable  $y^0$ . L'hypothèse identifiante consiste à positionner (e) de telle manière que la différence (e) - (c) soit égale à la différence (b) - (a). L'effet moyen de la mesure sur les traités est alors égal à (d) - (e).



L'hypothèse d'identification (2) risque de ne pas tenir si les groupes de traitement et de contrôle sont constitués d'individus n'ayant pas les mêmes caractéristiques. Dans ce cas, ils pourraient être touchés différemment par des éléments de contexte indépendants de la mesure, et donc évoluer différemment. Pour limiter le risque, on va écrire le modèle de la double différence sous la forme d'une régression, pour y introduire, dans un deuxième temps, de l'hétérogénéité (observée).

Le modèle de régression s'écrit de la manière suivante :

$$y_i = \mu + \mu_T \cdot \mathbb{1}(i \in T) + \mu_1 \cdot \mathbb{1}(t_i = 1) + \mu_T^P \cdot \mathbb{1}(t_i = 1) \cdot \mathbb{1}(i \in T) + \varepsilon_i \tag{4}$$

→

jours travaillés et des horaires de travail. L'estimation de l'effet de l'ARTT sur la probabilité pour un salarié d'avoir ce rythme plutôt que le rythme régulier hebdomadaire est donné dans les colonnes successives, pour différents groupes de salariés. Les estimations ont d'abord été faites sur l'ensemble des salariés (colonne « Ensemble » du tableau 5). Ces estimations permettent d'évaluer un impact moyen de l'ARTT pour l'ensemble des salariés appartenant au champ de l'étude. Cependant, les modalités d'ARTT sont susceptibles de varier d'une entreprise à l'autre, selon les caractéristiques technologiques et d'organisation prévalant avant le passage aux 35 heures, mais aussi éventuellement d'un salarié à l'autre au sein d'une même entreprise. De ce fait, l'ARTT peut conduire à une inégalité entre salariés du point de vue de l'évolution des conditions de travail (Estrade et Ulrich, 2002). Malheureusement, les effectifs dont on dispose ne permettent pas de

réaliser des estimations séparées par secteur fin d'activité ou par profession. L'analyse de l'hétérogénéité des effets de l'ARTT selon les catégories de salariés repose ainsi sur des clivages plus larges, mais potentiellement pertinents : cadres/non-cadres, industrie/services, entreprises de moins de 50 salariés/entreprises de 50 salariés ou plus. Le tableau 5 donne les estimations de l'effet de l'ARTT sur les rythmes selon ces différents clivages (par des estimations séparées, par exemple pour les cadres et pour les non-cadres, quel que soit leur secteur d'activité et la taille d'entreprise).

Le tableau 6 présente ensuite les estimations menées séparément sur les groupes de salariés correspondant à l'interaction des clivages précédents (par exemple les cadres des grandes entreprises des services). Il permet d'identifier les groupes de salariés dont l'évolution contribue le plus à expliquer les résultats du tableau 5.

#### Encadré 2 (suite)

On suppose pour le moment que les variables de la régression sont exogènes. On reviendra plus loin sur cette hypothèse. Le paramètre  $\mu$  correspond au niveau (a) de la figure ci-dessus, le paramètre  $\mu_T$  à l'écart (b) – (a), le paramètre  $\mu_1$  à la différence (c) – (a). Quant au paramètre  $\mu_T^P$ , on montre qu'il est égal à :

$$\mu_T^P = (E[y|T, t=1] - E[y|C, t=1]) - (E[y|T, t=0] - E[y|C, t=0])$$

Cette quantité est précisément égale à  $\Delta$ . Par conséquent, l'effet de la mesure  $P$  sur le groupe de traitement peut être estimé sans biais par les MCO sur l'équation (4).

L'hypothèse d'exogénéité des variables de (4) exige notamment que la variable  $1$  ( $i \in T$ ) ne soit pas corrélée à des caractéristiques inobservées des individus, qui sont prises en compte par le résidu. En d'autres termes, les individus des deux groupes  $C$  et  $T$  doivent se ressembler. Pour limiter le risque d'une différence de structure entre les deux groupes, on introduit dans l'équation (5) des caractéristiques individuelles  $x$  exogènes susceptibles de différencier les deux groupes et supposées avoir un impact sur  $y$  :

$$y_i = \mu + \mu_T \cdot \mathbb{1}(i \in T) + \mu_1 \cdot \mathbb{1}(t_i = 1) + \mu_T^P \cdot \mathbb{1}(i \in T) \cdot \mathbb{1}(t_i = 1) + x_i \beta + \varepsilon_i$$

En tenant compte de  $x$ , l'hypothèse identifiante (2) et la double différence s'écrivent respectivement :

$$E[y^0 | x, T, t=1] = E[y | x, T, t=0] + E[y | x, C, t=1] - E[y | x, C, t=0] \quad (5)$$

et :

$$\Delta = (E[y | x, T, t=1] - E[y | x, T, t=0]) - (E[y | x, C, t=1] - E[y | x, C, t=0])$$

Jusqu'à présent, on a implicitement supposé que la variable  $y$  est continue, c'est-à-dire que (4) est un modèle linéaire. La méthode s'étend aisément au cas non linéaire où la variable  $y$  est binaire, à condition de poser comme hypothèse identifiante non plus (5) mais :

$$f^{-1}\{E[y^0 | x, T, t=1]\} = f^{-1}\{E[y | x, T, t=0]\} + f^{-1}\{E[y | x, C, t=1]\} - f^{-1}\{E[y | x, C, t=0]\}$$

où  $f^{-1}$  est l'inverse de la fonction de densité de la loi de probabilité (loi normale ou loi logistique selon que (4) est un *probit* ou un *logit*).

Globalement, du fait de l'ARTT, la proportion de salariés travaillant selon des rythmes cycliques ou irréguliers a augmenté de 4,7 points dans les entreprises passées aux 35 heures. La norme du rythme régulier hebdomadaire régresse donc d'autant. Cette progression de 4,7 points s'est manifestée par une égale augmentation des rythmes cycliques et des rythmes irréguliers. Plus précisément, la probabilité de travailler selon un rythme cyclique (*resp.* irrégulier) au détriment d'un rythme régulier hebdomadaire a crû de 3,4 points (*resp.* 3,6 points) dans les entreprises ayant appliqué un accord d'ARTT (5).

À un niveau plus fin, les rythmes irréguliers en jours d'une part, et les rythmes cycliques non alternants (fondés sur la seule variation cyclique des jours travaillés) d'autre part, captent une part importante des effets de l'ARTT. On peut penser que ces deux types de rythmes

5. Si on additionne les impacts sur les rythmes cycliques et sur les rythmes irréguliers, on obtient 7,0 %, soit un pourcentage (nettement) supérieur à 4,7 %. Cela s'explique. Les trois pourcentages ne sont pas calculés sur la même population. Par exemple, les 3,4 % (rythmes cycliques) sont obtenus en comparant les évolutions relatives des salariés ayant des rythmes cycliques et des salariés ayant un rythme régulier hebdomadaire, à l'exclusion de ceux ayant des rythmes irréguliers.

Tableau 5  
Impact estimé de l'ARTT sur les rythmes de travail

En %

Rythmes (référence : régulier hebdo.)	Ensemble	Cadres	Non-cadres	Industrie	Services	Moins de 50 salariés	50 salariés et plus
<b>Cyclique ou irrégulier</b>	<b>4,7***</b>	<b>9,2**</b>	<b>4,1***</b>	<b>6,9***</b>	<b>3,7***</b>	<b>7,9***</b>	<b>4,9**</b>
<b>Irrégulier</b>	<b>3,6***</b>	<b>8,7**</b>	<b>2,8**</b>	<b>6,4***</b>	<b>2,7*</b>	<b>4,1**</b>	<b>4,7***</b>
Irrégulier en jours	2,6**	3,6**	2,5**	5,2***	1,6	2,2**	4,7**
Irrégulier en heures	1,4	7,2**	0,4	2,1	1,3	2,9	1,0
Irrégulier en jours et heures	0,6	1,6	0,5	0,6	0,7	0,1	1,7
<b>Cyclique</b>	<b>3,4***</b>	<b>2,5</b>	<b>3,7***</b>	<b>3,8*</b>	<b>3,0***</b>	<b>7,2***</b>	<b>2,5</b>
Cyclique non alternant	3,4***	1,5	3,8***	6,9***	2,3***	3,3**	5,0***
Cyclique alternant (2 × 8, 3 × 8)	- 0,5	0,4	- 0,6	- 2,5*	0,8	6,0**	- 1,8**
Cyclique alternant (4 × 8, 5 × 8)	2,0***	0,5	2,3***	4,2**	0,8**	0,9**	2,3**

Lecture : du fait de l'ARTT, les cadres des entreprises passées aux 35 heures sont 9,2 % plus nombreux qu'avant à travailler selon des rythmes cycliques ou irréguliers. Impacts estimés en %. \*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* : significatif à 5 % ; \* : significatif à 10 %.

Champ : entreprises non agricoles hors État, collectivités locales et hôpitaux publics et hors services domestiques.

Sources : enquêtes complémentaires à l'enquête Emploi de 1995 et 2001 (Insee) ; Fichier de suivi des accords de RTT (Dares) ; DADS (Insee) ; BRN (Insee).

Tableau 6  
Impact estimé de l'ARTT sur les rythmes de travail

En %

Rythmes (référence : régulier hebdo.)	Cadres				Non-cadres			
	Moins de 50 salariés		50 salariés et plus		Moins de 50 salariés		50 salariés et plus	
	Industrie	Services	Industrie	Services	Industrie	Services	Industrie	Services
<b>Cyclique ou irrégulier</b>	<b>36,0*</b>	<b>- 0,3</b>	<b>26,1**</b>	<b>11,6*</b>	<b>14,9***</b>	<b>5,2**</b>	<b>1,3</b>	<b>4,5*</b>
<b>Irrégulier</b>	<b>38,1**</b>	<b>- 1,9</b>	<b>25,2**</b>	<b>12,2**</b>	<b>4,4</b>	<b>4,1</b>	<b>5,4</b>	<b>2,2</b>
Irrégulier en jours	- 5,8	3,7	13,8	8,9*	2,7	2,0*	7,1*	2,7
Irrégulier en heures	34,4*	- 2,0	16,5*	7,1	2,9	3,0	0,4	- 0,7
Irrégulier en jours et heures	23,6	- 2,9	9,2	3,6	- 0,4	0,0	0,6	1,8
<b>Cyclique</b>	<b>- 1,1</b>	<b>3,6</b>	<b>5,4</b>	<b>- 1,0</b>	<b>16,7***</b>	<b>3,1*</b>	<b>- 1,4</b>	<b>5,1***</b>
Cyclique non alternant	- 4,0	2,3	5,1	- 0,1	8,3**	1,9	9,2*	4,8**
Cyclique alternant (2 × 8, 3 × 8)	12,1	- 5,4	0,4	0,0	9,6**	3,5	- 5,8***	0,9
Cyclique alternant (4 × 8, 5 × 8)	0,0	0,0	2,3	0,8	5,1**	0,2	4,4	1,3*

Lecture : du fait de l'ARTT, les cadres des entreprises de moins de 50 salariés de l'industrie passées aux 35 heures sont 36 % plus nombreux qu'avant à travailler selon des rythmes cycliques ou irréguliers. Impacts estimés en %. \*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* : significatif à 5 % ; \* : significatif à 10 %.

Champ : entreprises non agricoles hors État, collectivités locales et hôpitaux publics et hors services domestiques.

Sources : enquêtes complémentaires à l'enquête Emploi de 1995 et 2001 (Insee) ; Fichier de suivi des accords de RTT (Dares) ; DADS (Insee) ; BRN (Insee).

recueillent les cas attendus où le passage aux 35 heures s'est manifesté par l'octroi, par exemple, d'une journée « RTT » prise toutes les deux semaines, ou prise de manière plus irrégulière, moins programmée ou prévisible. L'ARTT ne s'est cependant pas uniquement traduite par des jours supplémentaires de repos, comme en témoignent ses effets significatifs sur les rythmes cycliques combinant horaires alternants et variation régulière des jours travaillés, dont un cas typique est l'organisation en 4 ou 5 équipes (+ 2 points tous salariés et entreprises confondues). Mais les données ne se prêtent pas à une analyse plus précise en termes d'organisation du travail dans l'entreprise. On ne sait pas, en particulier, si l'irrégularité des jours travaillés renvoie à la mise en place d'un système de modulation du temps de travail. On doit donc se borner au constat des rythmes observés pour les salariés, qui sont une manifestation des modalités de mise en œuvre de l'ARTT dans l'entreprise.

### **L'impact de l'ARTT est variable d'un salarié à l'autre et d'une entreprise à l'autre**

Les cadres des entreprises passées aux 35 heures ont plus souvent des rythmes irréguliers que les autres (8,7 points de plus). C'est aussi le cas des non-cadres, dans une proportion apparemment moindre (2,8 points). Toutefois, cet écart n'est pas statistiquement significatif pour l'ensemble des entreprises et l'ensemble des rythmes irréguliers (6) : en fait, l'impact de l'ARTT sur la fréquence des rythmes irréguliers en jours est proche pour les cadres et les non-cadres (de 3 à 4 points), mais les premiers voient aussi s'accroître la probabilité d'avoir un rythme irrégulier en heures (7 points de plus pour les cadres aux 35 heures).

Si l'on retient maintenant un clivage selon le secteur d'activité, toutes tailles d'entreprise et positions hiérarchiques confondues, l'industrie semble avoir été plus concernée que les services par la progression des rythmes irréguliers (6,4 points contre 2,7). Mais l'impact de l'ARTT n'est ici significativement plus élevé dans l'industrie que sur les rythmes irréguliers en jours.

Enfin, tous secteurs d'activité et toutes positions hiérarchiques des salariés confondues, l'ARTT a accru dans les mêmes proportions l'irrégularité du temps de travail dans les grandes entreprises et dans les plus petites.

Le tableau 6 permet d'affiner l'analyse. Il suggère d'abord que l'impact de l'ARTT sur la progression de l'irrégularité (surtout horaire) est particulièrement élevée parmi les cadres de l'industrie ou des grandes entreprises, résultat confirmé par un test statistique. Parmi les non-cadres, le tableau 6 suggère ensuite que l'impact de l'ARTT sur l'évolution des rythmes irréguliers en jours a pu être plus élevé dans l'industrie que dans les services. Mais ce résultat est moins significatif (7).

Les rythmes cycliques sont quasi inexistantes pour les cadres. Il n'est donc pas surprenant que l'ARTT n'ait un impact significatif sur la fréquence de ces rythmes que pour les autres salariés. L'impact global de l'ARTT sur les rythmes cycliques non alternants et les rythmes cycliques alternants de type  $4 \times 8$  ou  $5 \times 8$  (c'est-à-dire avec variation des jours travaillés) est observé dans l'industrie comme dans les services, dans les petites entreprises comme dans les grandes. Des effets divergents sont, en revanche, observés sur les rythmes aux horaires alternants sans variation des jours travaillés (par conséquent de type  $2 \times 8$  ou  $3 \times 8$ ), surtout entre petites et grandes entreprises. Ils progressent dans les petites entreprises de l'industrie, mais régressent dans les grandes entreprises de l'industrie (cf. tableau 6). C'est en fait l'ensemble des rythmes cycliques qui progresse fortement – pour les non-cadres – dans les petites entreprises de l'industrie.

Au total, les résultats précédents montrent que l'ARTT s'est accompagnée d'une régression de la norme que constitue le rythme de travail régulier fondé sur la semaine, au profit d'un allongement de l'horizon de ce rythme à plusieurs semaines, ou d'un accroissement de l'irrégularité des jours travaillés (et, pour les cadres, des heures). Ils suggèrent ainsi que la mise en œuvre des 35 heures a bel et bien affecté l'organisation du travail dans l'entreprise. Cela étant, l'évolution des rythmes de travail des salariés ne constituent qu'une mesure indirecte des changements organisationnels mis en œuvre par les entreprises pour permettre un allongement de la durée d'utilisation des équipements – dans l'industrie –, des horaires d'ouverture – dans les services –, et une plus grande réactivité des entreprises face aux chocs de demande.

6. Ce test de significativité et les suivants ne sont pas reportés dans les tableaux.

7. Au seuil de 6 %.

Afin de compléter l'analyse de l'impact de l'ARTT sur l'organisation du travail dans l'entreprise, on introduit maintenant d'autres variables qui mesurent certains aspects des conditions de travail des salariés et sont plus ou moins étroitement corrélées au rythme de travail. Ainsi, le travail en horaires « atypiques » ou « décalés » (soir, nuit, samedi, dimanche) est plus fréquent pour les salariés dont les rythmes sont irréguliers et surtout cycliques (travail en 2, 3, 4, 5 équipes ou plus), mais il peut aussi se rencontrer pour des salariés dont le rythme est régulier hebdomadaire.

### Faible progression des horaires décalés, essor de la modulation

Le travail du soir et de la nuit progressent respectivement de près de 4 points et de 3 points pour l'ensemble des salariés aux 35 heures (cf. tableau 7). Les cadres comme les non-cadres sont concernés, l'industrie comme les services, les petites comme les grandes entreprises. Cependant, ce sont les non-cadres des petites entreprises de l'industrie et des grandes entreprises des services qui connaissent les évolutions les plus significatives (cf. tableau 8).

L'impact sur le travail du samedi est plus limité. Il n'est significatif que pour cette même catégorie des non-cadres des grandes entreprises des services. C'est aussi vrai du travail le dimanche, mais de façon moins nette (cf. tableau 8) (8).

Les dispositifs de modulation-annualisation du temps de travail ne sont pas une nouveauté introduite par les lois « Aubry ». Ils sont en effet déjà présents en 1995 dans certaines entreprises, il est vrai en nombre assez limité. Mais ces dispositifs ont connu un essor important à l'occasion de la négociation d'accords d'ARTT. Rappelons que la modulation du temps de travail permet aux entreprises de faire varier le temps de travail au cours de l'année en fonction de son activité, sans recourir aux heures supplémentaires ou au chômage partiel. Au cours de l'année se succèdent ainsi des périodes d'activité haute et basse, pendant lesquelles la durée travaillée s'ajuste – dans des limites fixées par la loi – de sorte que la durée travaillée est, par exemple, égale en moyenne sur l'année à la durée légale. Il s'agit donc d'un outil important de flexibilisa-

8. Dans ce qui suit, on se réfère à l'estimateur paramétrique en différences de différences. L'estimateur semi-paramétrique est ici très imprécis (cf. tableau D en annexe 2).

Tableau 7  
Impact estimé de l'ARTT sur les conditions de travail

En %, ou en heures pour les durées)

	Ensemble	Cadres	Non-cadres	Industrie	Services	Moins de 50 salariés	50 salariés et plus
<b>Horaires de travail</b>							
Travail le soir (20 h à 0 h)	3,9***	8,6**	2,8**	6,1***	3,0**	0,9**	2,3**
Travail la nuit (0 h à 5 h)	2,8***	5,7*	2,4***	4,3**	2,0**	2,7*	2,2
Travail le samedi	1,9	5,5	1,2	0,8	2,5	- 2,7	4,9**
Travail le dimanche	2,4**	5,4*	1,7	1,7	2,4**	1,6	3,2*
Modulation/annualisation	9,2***	3,3	9,9***	9,0***	9,5***	9,8***	9,8***
Travail à temps partiel	- 2,3***	- 1,6	- 2,0**	- 2,3	- 2,4**	- 2,9**	0,0
Contrôle des horaires	2,1*	- 1,3	3,1**	2,5	1,8	6,2***	2,5
<b>Journée de référence</b>							
Journée travaillée	- 4,5***	- 6,5	- 4,4***	- 2,9	- 5,2***	- 3,3	- 11,7*
Durée travaillée	- 0,38***	- 0,59**	- 0,38***	- 0,34**	- 0,39***	- 0,21	- 0,32**
Durée travaillée (temps complet)	- 0,39***	- 0,69**	- 0,37***	- 0,30*	- 0,44***	- 0,20	- 0,32*
<b>Rythmes réguliers</b>							
Durée hebdomadaire habituelle	- 0,64***	1,08*	- 1,03***	- 0,68*	- 0,62**	- 0,58	- 1,16***
Durée hebdomadaire habituelle (temps complet)	- 0,80***	0,68	- 1,21***	- 0,90***	- 0,72***	- 0,86**	- 0,92***

Lecture : du fait de l'ARTT, la durée effectivement travaillée des salariés des entreprises passées aux 35 heures a baissé de 0,38 heure. Impacts estimés en %. \*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* : significatif à 5 % ; \* : significatif à 10 %.

Champ : entreprises non agricoles hors État, collectivités locales et hôpitaux publics et hors services domestiques.

Sources : enquêtes complémentaires à l'enquête Emploi de 1995 et 2001 (Insee) ; Fichier de suivi des accords de RTT (Dares) ; DADS (Insee) ; BRN (Insee).

tion du temps de travail susceptible d'affecter les rythmes de travail. Les enquêtes sur la durée du travail permettent de repérer les dispositifs de modulation, en 1995 comme en 2001, d'après les déclarations des salariés. En revanche, on ne dispose pas d'un fichier exhaustif des accords de modulation qui permettrait, par un traitement analogue à celui des accords d'ARTT, d'évaluer leur impact sur les rythmes de travail. On traite donc ces dispositifs comme une variable expliquée.

Quelle que soit la catégorie (industrie, services, petites entreprises ou grandes entreprises), la modulation connaît une forte progression du fait de l'ARTT (environ 10 points). Le lien entre modulation et passage aux 35 heures est ainsi particulièrement robuste. Il est surtout intéressant de constater que cette organisation n'est pas concentrée sur une catégorie précise d'entreprise. Les cadres ne semblent, en revanche, pas concernés par ce type de dispositif.

L'ARTT a également eu un impact négatif sur le recours au temps partiel (2 points dans l'ensemble), particulièrement dans les petites entreprises. On retrouve ici l'idée que l'abaissement de la durée conventionnelle a incité certains sala-

riés à passer à temps complet, ou certains employeurs à moins recourir au temps partiel (Oliveira et Ulrich, 2002). L'ARTT s'est aussi traduite, notamment dans les petites entreprises et pour les non-cadres, par un accroissement des contrôles horaires.

## L'impact sur la durée travaillée

La durée effectivement travaillée est, enfin, un élément important des conditions de travail. On s'attend bien sûr à ce qu'elle soit affectée par le passage aux 35 heures. Il est toutefois intéressant d'évaluer dans quelles proportions. Les données des enquêtes sur la durée du travail permettent de calculer de façon assez précise la durée travaillée au cours d'une période de référence, parce qu'on demande aux personnes interrogées de détailler leur emploi du temps au cours de cette période. On retient ici deux mesures : la durée travaillée au cours d'une journée prise au hasard (la veille de l'enquête), indépendamment du rythme de travail de la personne interrogée, et la durée mesurée au cours d'une semaine habituelle pour un salarié dont le rythme est régulier hebdomadaire.

Tableau 8  
Impact estimé de l'ARTT sur les conditions de travail

En %, ou en heures pour les durées

	Cadres				Non-cadres			
	Moins de 50 salariés		50 salariés et plus		Moins de 50 salariés		50 salariés et plus	
	Industrie	Services	Industrie	Services	Industrie	Services	Industrie	Services
<b>Horaires de travail</b>								
Travail le soir (20h à 0h)	- 8,1	10,9	7,7	- 0,4	9,6**	0,2	0,7	5,6***
Travail la nuit (0h à 5h)	6,9	3,3	11,4	2,2	3,8	1,5	0,0	2,9**
Travail le samedi	- 7,2	6,4	- 0,9	5,4	- 1,2	- 4,6	- 0,8	9,1***
Travail le dimanche	- 14,1	7,5	3,0	4,1	1,6	1,0	1,0	3,6*
Modulation/annualisation	0,2	6,8	- 5,5	5,9	8,7***	10,7***	11,6***	10,6***
Travail à temps partiel	- 4,2	- 0,4	2,1	1,8	- 4,9**	- 3,1	- 0,6	0,3
Contrôle des horaires	6,7	2,1	- 6,7	- 0,6	12,4***	3,6	1,7	5,0*
<b>Journée de référence</b>								
Journée travaillée	- 3,0	- 5,8	5,1	- 14,9**	- 1,8	- 4,2	- 3,3	- 2,5
Durée travaillée	- 1,65	- 0,21	0,50	- 1,31**	- 0,13	- 0,26	- 0,34	- 0,23
Durée travaillée (temps complet)	- 1,46	- 0,10	0,61	- 1,47**	- 0,17	- 0,24	- 0,27	- 0,23
<b>Rythmes réguliers</b>								
Durée hebdomadaire habituelle	1,27	2,00	- 1,16	- 1,03	- 0,85	- 0,86	- 0,90	- 1,52***
Durée hebdomadaire habituelle (temps complet)	- 2,40	2,36**	- 1,89	- 0,16	- 1,42***	- 1,01**	- 0,70	- 1,29***

Lecture : du fait de l'ARTT, les non cadres des entreprises de moins de 50 salariés de l'industrie passées aux 35 heures sont 9,6 % plus nombreux qu'avant à travailler le soir. Impacts estimés en %. \*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* : significatif à 5 % ; \* : significatif à 10 %.

Champ : entreprises non agricoles hors État, collectivités locales et hôpitaux publics et hors services domestiques.

Sources : enquêtes complémentaires à l'enquête Emploi de 1995 et 2001 (Insee) ; Fichier de suivi des accords de RTT (Dares) ; DADS (Insee) ; BRN (Insee).

L'estimation en différence de différences permet de calculer un impact de l'ARTT sur la durée du travail en s'affranchissant des effets liés à la conjoncture : en mars 1995 et en mars 2001, dates des deux enquêtes sur la durée du travail, on est en effet proche de deux points de retournement conjoncturels. Or, le cycle de productivité se traduit, en période de reprise de l'activité, par un accroissement des heures travaillées à emploi constant, alors que le ralentissement de l'activité induit une baisse des heures travaillées. Une comparaison des durées travaillées en 1995 et en 2001 ne serait pas ainsi un bon indicateur de la baisse de la durée du travail engendrée par l'ARTT.

La probabilité qu'un salarié ait travaillé lors de la journée de référence prise au hasard (lorsque celle-ci est comprise entre lundi et vendredi (9)) est inférieure de 4,5 points dans une entreprise aux 35 heures. En première approximation, un salarié aux 35 heures aurait donc, en moyenne sur l'année, environ 12 jours de congés de plus qu'un salarié resté à 39 heures.

La durée travaillée lors de cette journée prise au hasard (10) est inférieure de près de 0,4 heure pour ce salarié, soit plus de 20 minutes. En extrapolant cette mesure à la semaine, on estime à environ 2 heures la baisse de la durée hebdomadaire effective dans les entreprises ayant appliqué un accord d'ARTT, tous rythmes et toutes catégories confondus et y compris l'attribution de jours de congés supplémentaires. Par ailleurs, la prise en compte du temps partiel n'affecte ce chiffre que de façon négligeable.

S'agissant des seuls salariés réguliers hebdomadaires, la durée travaillée au cours d'une

9. Cette restriction est introduite pour garantir la comparabilité entre les journées de référence décrites en 1995 et en 2001.  
10. Cette durée est nulle pour une journée non travaillée.

semaine de travail habituelle (hors congés) est de près de 40 minutes inférieure pour un salarié aux 35 heures, et de près de 50 minutes si l'on se restreint aux salariés à temps complet. Mais cette baisse ne concerne pas les cadres, dont on sait qu'ils ont plus souvent bénéficié de jours de congés supplémentaires que d'une baisse de la durée hebdomadaire. Si l'on restreint l'analyse aux autres salariés, l'estimation de la baisse de la durée hebdomadaire habituelle passe à 1 heure dans l'ensemble, et 1 heure et 10 minutes pour les seuls salariés à temps complet. Bien sûr, comme les jours de congés supplémentaires ne sont pas pris en compte dans cette évaluation de la baisse de la durée hebdomadaire du travail « habituelle », on ne peut en déduire un impact sur la durée annuelle. Cette durée est, en revanche, informative de l'impact de l'ARTT sur les rythmes de travail des réguliers hebdomadaires.

\*  
\* \*

Au total, l'ARTT a bien affecté les rythmes de travail des salariés, substituant pour un certain nombre d'entre eux, à une organisation fondée sur la répétition de semaines de travail identiques, de nouvelles organisations temporelles du travail qui ne se limitent pas, loin s'en faut, à l'octroi, de temps à autre, d'une « journée RTT ». Somme toute, le nombre de salariés touchés semble relativement modeste. En revanche, l'impact de l'ARTT apparaît différent selon la catégorie de salariés, la taille de leur entreprise ou leur secteur d'activité. Constaté cette diversité est une chose, l'expliquer relève d'une autre approche, sur d'autres données, qui permettraient notamment d'avoir des éléments plus complets et plus précis sur l'ensemble des conditions de travail et sur l'organisation du travail spécifique à chaque entreprise. □

## BIBLIOGRAPHIE

**Afsa C. et Biscourp P. (2003)**, « Mesurer le rythme et la durée du travail : une note méthodologique », *mimeo*, Direction des Statistiques Démographiques et Sociales, Insee.

**Askénazy P. (2001)**, « Réduction du temps de travail et innovations organisationnelles négociées », *Revue d'Économie Politique*, vol. 111, n° 1, pp. 247-268.

**Askénazy P. (2002)**, « Réduire le temps de travail, flexibilité et intensification », *mimeo*, Cepremap.

**Askénazy P. (2003)**, « Dynamique de l'innovation organisationnelle lors de la réduction du temps de travail : évidences sur la France des années quatre-vingt dix », *Économie et Prévision*, n° 158, pp. 27-46.

- Askénazy P. (2004)**, *Les désordres du travail*, Éditions du Seuil, Paris.
- Biscourp P. (2004)**, « Les rythmes de travail entre 1995 et 2001 : faible progression de l'irrégularité », *Insee Première*, n° 994.
- Blundell R. et Costa Dias M. (2002)**, « Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics », Working Paper IFS.
- Blundell R., Costa Dias M., Meghir C. et Van Reenen J. (2002)**, « Evaluating the Employment Impact of Mandatory Job Search Program », Working Paper IFS.
- Boisard P. et Fermanian J.-D. (1999)**, « Les rythmes de travail hors norme », *Économie et Statistique*, n° 321-322, pp. 111-148.
- Bouffartigue P. et Bouteiller J. (2002)**, « L'érosion de la norme du temps de travail », *Travail et Emploi*, n° 92, Dares.
- Brodaty T., Crépon B. et Fougère D. (2004)**, « Les méthodes microéconomiques d'évaluation et leurs applications aux politiques actives de l'emploi », *Économie et Prévision*, à paraître.
- Bué J. et Puech I. (2003)**, « Organisation du travail : comment les salariés vivent le changement ? », *Premières Synthèses*, n° 24.1, Dares.
- Bunel M. (2004)**, « Modulation/annualisation dans le cadre des 35 heures : entreprises et salariés sous contrainte », *Travail et Emploi*, n° 98, pp. 45-58, Dares.
- Coutrot T. et Guignon N. (2002)**, « Négociation sociale et performance économique : le cas des 35 heures », *Travail et Emploi*, n° 92, pp. 95-113, Dares.
- Crépon B., Leclair M. et Roux S. (2004)**, « RTT, productivité et emploi : nouvelles estimations sur données d'entreprises », ce numéro.
- Estrade M.-A. et Méda D. (2002)**, « Principaux résultats de l'enquête RTT et modes de vie », *Document de travail de la Dares*, n° 56.
- Estrade M.-A., Méda D. et Orain R. (2001)**, « Les effets de la réduction du temps de travail sur les modes de vie : qu'en pensent les salariés un an après ? », *Premières synthèses*, n° 21.1, Dares.
- Estrade M.-A. et Ulrich V. (2002a)**, « Réduction du temps de travail et réorganisations des rythmes de travail », Données sociales, édition 2002-2003, pp. 301-308, Insee.
- Estrade M.-A. et Ulrich V. (2002b)**, « La réorganisation des temps travaillés et les 35 heures : un renforcement de la segmentation du marché du travail », *Travail et Emploi*, n° 92, pp. 71-94, Dares.
- Fiole M., Passeron V. et Roger M. (2000)**, « Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail », *Documents d'études de la Dares*, n° 35.
- Fiole M. et Roger M. (2002)**, « Les effets sur l'emploi de la loi du 11 juin 1996 sur la réduction du temps de travail », *Économie et Statistique*, n° 357-358, pp. 3-19.
- Freyssinet J. (1997)**, *Le temps de travail en miettes*, Les éditions de l'Atelier, Paris.
- Heckman J., Ichimura H. et Todd P. (1997)**, « Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program », *Review of Economic Studies*, n° 64, pp. 605-654.
- Heckman J., Ichimura H. et Todd P. (1998)**, « Matching as an Econometric Evaluation », *Review of Economic Studies*, n° 65, pp. 261-294.
- Oliveira A. et Ulrich V. (2002)**, « L'incidence des 35 heures sur le temps partiel », *Premières Synthèses*, n° 07.1, Dares.
- Passeron V. (2002)**, « 35 heures : trois ans de mise en œuvre du dispositif Aubry I », *Premières Synthèses*, n° 06.2, Dares.
- Rosenbaum P. et Rubin D. (1983)**, « The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects », *Biometrika*, n° 70, pp. 41-55.

## LES DONNÉES D'ENTREPRISES UTILISÉES POUR IDENTIFIER CELLES PASSÉES AUX 35 HEURES

Les données des enquêtes complémentaires à l'enquête *Emploi* sur la durée du travail ont été enrichies d'informations provenant de fichiers d'entreprises. Cette opération d'appariement laisse toutefois de côté environ 15 % des salariés interrogés dont on ne connaît pas le numéro d'identification de l'employeur. Trois fichiers ont été utilisés :

- le « fichier de suivi statistique des déclarations en vue du bénéfice de l'allègement de cotisations sociales dans le cadre de la réduction négociée du temps de travail », géré par la Dares ;
- le fichier des Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS), géré par l'Insee ;
- le fichier des Bénéfices Normaux Réels (BRN), géré par l'Insee.

### Le fichier des accords d'ARTT

Le premier, le fichier des accords, recense, en principe, tous les établissements ayant signé un accord d'ARTT dans le cadre des lois « Aubry » et fait, auprès de l'Urssaf, une demande d'allègement de charges. Ce fichier est évidemment très précieux pour la présente analyse. Toutefois, son champ n'est pas celui de tous les établissements passés aux 35 heures. D'abord, certaines entreprises ont préféré ne pas recourir aux aides afin de ne pas être contraintes sur la création d'emplois ou d'éviter les contrôles de l'inspection du travail. En outre, le fichier – en tout cas la version de l'année 2002 sur laquelle on a travaillé – n'inclut pas les entreprises de moins de 50 salariés ayant accès aux aides par application directe d'un accord de branche ou d'une convention collective.

### Le fichier des Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS)

Le deuxième fichier, les Déclarations Annuelles de Données Sociales, permet, d'une part, de récupérer un certain nombre de ces entreprises en dehors du champ du

fichier des accords ; d'autre part, de collecter des informations d'entreprises pouvant caractériser celles ayant réduit leur durée du travail. On a finalement restreint l'analyse au champ des DADS excluant les organismes de l'État, l'agriculture, la sylviculture, les services domestiques et les activités extra-territoriales. On a, en outre, éliminé les collectivités locales et les hôpitaux publics qui ne sont encore pratiquement pas concernés par la réduction du temps de travail en mars 2001. Sur ce champ, les fichiers des DADS sont en principe exhaustifs.

Pour repérer les établissements passés aux 35 heures et absents du fichier des accords, la démarche a été la suivante. Partant du principe que le passage aux 35 heures doit, lorsqu'il est effectivement mis en œuvre, se traduire par une baisse significative de la durée du travail, on a comparé pour chaque entreprise la distribution du nombre d'heures rémunérées qu'elle a déclarées pour ses salariés, en 2001 et en 1995. Plus précisément, on a retenu, comme indicateur de durée de l'établissement, la durée journalière médiane des salariés de l'établissement travaillant à temps complet.

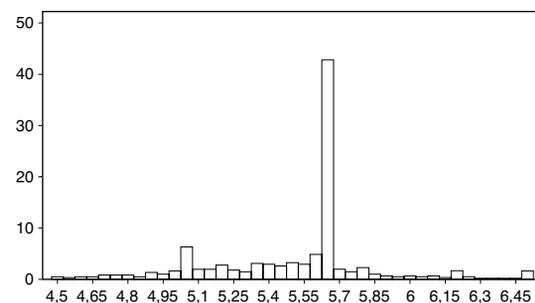
Les graphiques A et B montrent, pour les entreprises présentes dans l'enquête complémentaire de 2001, les distributions de cet indicateur en 2001 et en 1995, selon que l'entreprise est ou non passée aux 35 heures d'après les indications combinées des fichiers d'accords et des déclarations des salariés. On considèrera qu'une entreprise est passée aux 35 heures lorsqu'elle est dans l'un des deux cas de figure suivants :

- elle est présente dans le fichier des aides ;
- elle en est absente, mais sa durée journalière médiane de rémunération des temps complets issue des DADS est inférieure ou égale au mode de la distribution représentée dans le graphique A2, et supérieure ou égale au mode des distributions représentées dans le graphique B. En d'autres termes, elle pratique, en 1995, une durée du travail supérieure ou égale à 39 heures, et, en 2001, une durée du travail inférieure ou égale à 35 heures.

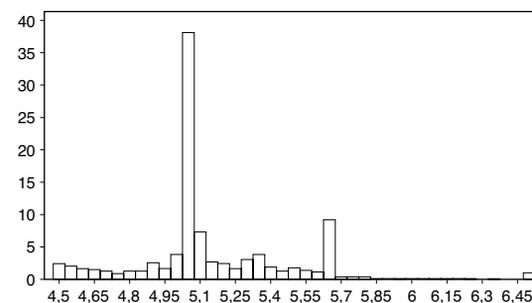
Graphique A

### Répartition des durées journalières pour les salariés à temps complet (DADS, 2001)

A1 - Pas d'ARTT en 2001 (EC 2001)



A2 - ARTT en 2001 (EC 2001)



Sources : DADS, 2001 ; enquête complémentaire à l'Enquête Emploi 2001.

Pour caractériser les entreprises avec les DADS, on a utilisé deux fichiers :

- le fichier national des établissements, agrégé au niveau entreprise, qui permet de connaître :

- l'effectif total au 31 décembre de l'année ;
- sa structure par sexe et par position professionnelle (cadres, professions intermédiaires, employés et ouvriers) ;
- le domaine d'emploi (entreprise individuelle, collectivité locale, grande entreprise nationale, association, hôpital, société) ;
- le caractère marchand de l'activité ;

- les fichiers exhaustifs régionaux « salariés », agrégés au niveau « entreprise », à partir desquels on calcule :

- la structure par âge de la main-d'œuvre ;
- la proportion de salariés à temps partiel ;
- le nombre d'heures rémunérées moyen par jour ;
- le salaire horaire net moyen.

On peut penser que la durée du travail pratiquée initialement dans l'entreprise va influencer sur le coût d'opportunité de ne pas réorganiser le travail, surtout pour les grandes entreprises pour lesquelles la durée légale, seuil de déclenchement des heures supplémentaires, a été abaissée à 35 heures au 1<sup>er</sup> janvier 2000. À l'inverse, un recours initial intensif au temps partiel réduit ce coût d'opportunité. Enfin, les négociations d'ARTT se présentent différemment selon la structure de l'emploi dans l'entreprise.

On conserve pour chaque entreprise la première valeur observée dans les DADS de chacune de ces variables en niveau et en évolution, entre 1995 et 2000. Pour la très grande majorité des entreprises, les conditions initiales sont données en 1995 (niveaux de 1995 et évolutions entre 1994 et 1995).

#### Le fichier des Bénéfices Réels Normaux (BRN)

Le troisième fichier, celui des Bénéfices Réels Normaux, complète les données fournies par les DADS, en apportant des informations comptables issues des bilans des

entreprises soumises au régime fiscal des Bénéfices Réels Normaux. On en a extrait les variables suivantes :

- ventes ;
- part des exportations dans les ventes ;
- valeur ajoutée par salarié (productivité apparente du travail) ;
- part des salaires dans la production ;
- ratio des immobilisations à la production (coefficient de capital) ;
- taux d'investissement ;
- taux d'endettement.

Ces variables sont toutes potentiellement pertinentes pour expliquer à la fois les rythmes de travail et la décision de passer à l'ARTT, dès lors que celle-ci peut être utilisée par les entreprises comme moyen d'obtenir des gains de productivité par le biais de réorganisations, ou par un allongement de la durée d'utilisation des équipements. La situation financière peut, quant à elle, être un facteur limitant influant sur la capacité de l'entreprise à supporter le coût lié au changement d'organisation.

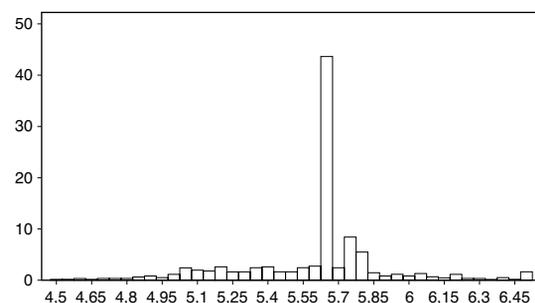
Néanmoins, le champ des BRN est loin d'être exhaustif. Les entreprises qui réalisent des bénéfices industriels et commerciaux ne sont, en effet, soumises au régime BRN qu'au-delà d'un seuil de chiffre d'affaires. Les plus petites entreprises en sont donc exclues, et l'appariement au niveau entreprise avec les enquêtes complémentaires sur la durée du travail réduit de près de moitié la taille de l'échantillon utilisable.

On peut alors :

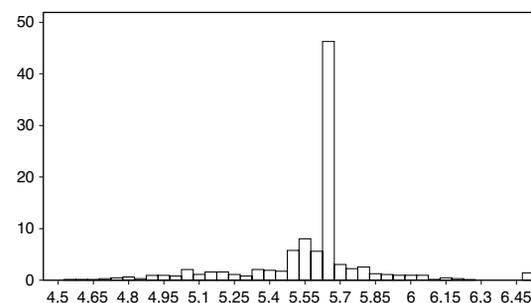
- utiliser les variables BRN au niveau entreprise, en acceptant de travailler sur un champ réduit aux plus grandes entreprises ;
- les utiliser au niveau sectoriel (ou secteur-taille), en perdant une partie de leur pouvoir explicatif, mais sans introduire de biais d'échantillon ;
- combiner les solutions précédentes, en contrôlant des moyennes sectorielles, ce qui permet de capter l'hétérogénéité intersectorielle, mais aussi en expliquant l'ARTT par une indicatrice de la présence de l'entreprise dans les BRN, qui interagit avec une indicatrice de la position

Graphique B  
Répartition des durées journalières pour les salariés à temps complet (DADS, 1995)

B1 - Pas d'ARTT en 2001 (EC 2001)



B2 - ARTT en 2001 (EC 2001)



Sources : DADS, 2001 ; enquête complémentaire à l'Enquête Emploi 2001.

de l'entreprise par rapport à la moyenne sectorielle du point de vue d'une variable donnée.

On a retenu cette dernière solution pour les variables précédentes en niveau et en évolution : on explique, par exemple, le passage aux 35 heures d'une entreprise par la productivité moyenne dans la catégorie secteur-taille auquel elle appartient (NAF600\*taille), par la présence de l'entreprise dans les BRN, et lorsque c'est le cas par une indicatrice de position de la productivité par rapport à la moyenne de sa catégorie (NAF600\*taille). Les estima-

tions correspondantes figurent dans le tableau A de l'annexe 2.

Pour les BRN comme pour les DADS, on a utilisé des variables prédéterminées, c'est-à-dire observées avant le processus d'ARTT. En pratique, on a retenu les caractéristiques observées au début de la période, en 1995, lorsque l'entreprise était présente à cette date, sinon la première date d'observation, en contrôlant de cette date. On s'est assuré aussi que cette date était antérieure à la date d'ARTT, le cas échéant.

---

### UNE ALTERNATIVE À LA MÉTHODE PARAMÉTRIQUE DE LA DOUBLE DIFFÉRENCE : LA MÉTHODE PAR APPARIEMENT

L'alternative au modèle de régression utilisé dans cet article, est une extension, au cas de la double différence, de la méthode d'appariement avec estimateurs à noyau (*kernel matching estimators* – voir, par exemple, Heckman, Ichimura, Todd, 1997 ; ou Brodaty, Crépon et Fougère, 2004). Cette extension a été proposée et appliquée notamment par Blundell et Costa Dias (2002) et Blundell, Costa-Dias, Meghir et Van Reenen (2002). La méthode permet, comme le modèle paramétrique, de contrôler l'estimation par des caractéristiques individuelles  $x$ , mais elle n'impose pas *a priori* de relation fonctionnelle entre  $y$ , la variable à expliquer, et les  $x$ .

L'expression de l'effet moyen de la mesure sur la population à laquelle le traitement a été appliqué est :

$$E[y - y^0 \mid x, T, t = 1]$$

s'écrit aussi, en utilisant la loi des espérances itérées :

$$E\left[(y - E[y^0 \mid x, T, t = 1]) \mid x, T, t = 1\right]$$

et qui, avec l'hypothèse identifiante (5) figurant dans l'encadré 2 sur la méthode paramétrique, devient :

$$E\left[(y - E[y \mid x, T, t = 0]) - (E[y \mid x, C, t = 1] - E[y \mid x, C, t = 0]) \mid x, T, t = 1\right] \quad (1)$$

Soit  $i$  un individu du sous-groupe  $G_4$  (c'est-à-dire traité en  $t = 1$ ). On cherche à lui appairer trois individus, chacun pris dans un des trois autres sous-groupes  $G_1$  à  $G_3$ , ayant les mêmes caractéristiques  $x_i$ . Si, dans un sous-groupe, on en trouve plusieurs, (1) suggère de faire la moyenne sur ces individus. Le risque est, en réalité, qu'on n'en trouve aucun, risque d'autant plus élevé que les caractéristiques  $x$  sont nombreuses. Il ne faut donc pas chercher à appairer sur elles.

La méthode consiste d'abord à réduire la dimensionalité de  $x$ , c'est-à-dire de remplacer l'ensemble des variables de  $x$  par un index  $p(x)$  de dimension 1 – le score – qui en résume l'information, et ce grâce à une propriété théorique établie par Rosenbaum et Rubin (1983). On est alors ramené à estimer non pas  $E[y \mid x = x_i, G_g]$ , mais la quantité  $E[y \mid p(x) = p(x_i), G_g]$ , avec  $g = 1, 2, 3$ . Concrètement, le score est estimé par un modèle *logit* expliquant l'appartenance d'un individu quelconque de l'échantillon au groupe de traitement par ses caractéristiques  $x$ . Une fois les paramètres  $\gamma$  du *logit* estimés, le score d'un individu est égal à :

$$p(x) = \exp(x\hat{\gamma}) / [1 + \exp(x\hat{\gamma})]$$

Deuxième étape, pour chaque individu  $i$  du sous-groupe  $G_4$ , on estime les trois quantités  $E[y \mid p(x) = p(x_i), G_g]$ , pour  $g = 1, 2, 3$ . Pour ce faire, on utilise des estimateurs à noyaux proposés par Heckman *et al.* (1998). Ils consistent à pondérer les observations  $j$  d'un sous-groupe  $G_g$  donné par des poids d'autant plus élevés que les scores  $p(x_j)$  et  $p(x_i)$  sont proches, c'est-à-dire que les individus  $i$  et  $j$  se ressemblent. Formellement, ceci donne :

$$\hat{E}[y \mid p(x) = p(x_i), G_g] = \sum_{j \in G_g} w_j^{(i)} y_j, \quad \text{pour } g = 1, 2, 3, \quad (2)$$

avec :

$$w_j^{(i)} = \frac{K_h[p(x_j) - p(x_i)]}{\sum_{j \in G_g} K_h[p(x_j) - p(x_i)]}$$

La quantité  $K_h$  est un noyau, c'est-à-dire une forme fonctionnelle qui respecte la propriété selon laquelle  $K_h[p(x_j) - p(x_i)]$  est d'autant plus élevée que  $|p(x_j) - p(x_i)|$  est faible. En face de chaque individu  $i$  de  $G_4$ , on est ainsi en mesure de mettre trois quantités, qui représentent les trois « contrefactuels » de  $i$ .

En résumé, on commence par calculer le score  $p(x)$  de chaque individu de l'échantillon. Dans chacun des quatre sous-groupes  $G_g$ , ce score varie entre  $p_g^{\min}$  et  $p_g^{\max}$ . On détermine ensuite le support commun du score, c'est-à-dire l'intersection des 4 plages de variation  $p_g^{\min}, p_g^{\max}$  ( $g = 1$  à  $4$ ) du score. Les bornes du support commun sont donc  $p^{\min}$  et  $p^{\max}$ , avec :

$$p^{\min} = \max_{g=1,2,3,4} p_g^{\min} \quad \text{et} \quad p^{\max} = \min_{g=1,2,3,4} p_g^{\max}$$

On élimine de chaque sous-groupe les individus ne faisant pas partie du support commun, c'est-à-dire ceux dont le score est à l'extérieur de l'intervalle  $[p^{\min}, p^{\max}]$ . Ensuite, pour chaque individu  $i$  de  $G_4$  appartenant au support commun, on estime les quantités (2) – les « contrefactuels » – sur les individus de chaque sous-groupe  $G_1$ ,  $G_2$  et  $G_3$  appartenant au support commun. Le noyau qui a été retenu pour calculer les poids  $w_j^{(i)}$  est le noyau gaussien :

$$K_h(z) = \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{z}{h}\right)^2\right]$$

avec  $h = \sigma n^{-0.2}$ , où  $n$  est le nombre d'observations du sous-ensemble où est calculé le noyau (c'est-à-dire le nombre d'individus du groupe  $G_g$  faisant partie du support commun) et  $\sigma$  est l'écart-type de  $z$  estimé sur le même sous-ensemble.

La méthode employée dans cet article combine, en réalité, l'appariement sur des caractéristiques observées et l'appariement sur le seul score. Dans un premier temps, on a découpé l'échantillon en quatre classes d'effectifs comparables, en croisant un critère de taille (moins de 50 salariés/50 salariés et plus) et un critère de secteur (industrie/services). On a alors calculé le score (régression logistique expliquant le passage aux 35 heures) classe par classe. Puis, pour chaque salarié passé par l'ARTT en 2001 et appartenant à une des quatre classes, on a calculé les trois « contrefactuels » de la même classe. Par exemple, chaque salarié travaillant en 2001 dans une grande entreprise de l'industrie passée aux 35 heures a été apparié à trois « contrefactuels » pris parmi les salariés des grandes entreprises de l'industrie.

Les estimations des scores, pour chacune des quatre classes d'entreprises, figurent dans le tableau A.

Le tableau B donne le nombre d'observations écartées de l'estimation quand on se restreint au support commun. La perte est surtout sensible pour les grandes entreprises des services qui ont appliqué un accord d'ARTT (perte de plus de 600 unités sur un échantillon initial de 2 850).

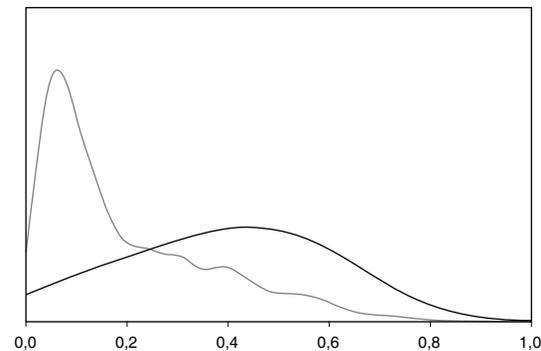
Les graphiques A et B comparent, *sur le support commun*, les distributions des probabilités de passage aux 35 heures *prédites* par la régression logistique, des entreprises passées aux 35 heures d'une part, des entreprises non passées d'autre part.

Enfin, les tableaux C et D donnent les résultats des estimations obtenues en appliquant la méthode de double différence par appariement, sur les rythmes de travail d'une part, sur quelques autres indicateurs de conditions de travail d'autre part.

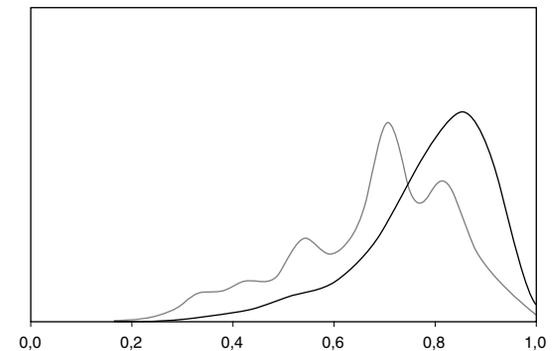
#### Graphique A

#### Distributions des probabilités d'accord d'ARTT pour les entreprises ayant conclu un accord (en foncé) et n'ayant pas conclu un accord (en clair), par classes de taille et de secteur en 1995

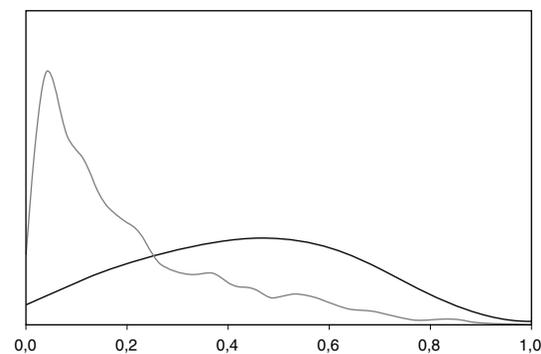
**A1 - Industrie, moins de 50 salariés**



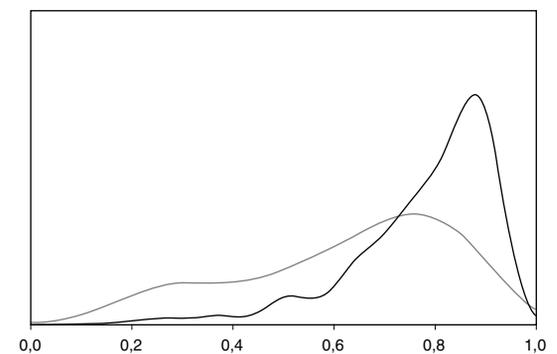
**A2 - Industrie, 50 salariés et plus**



**A3 - Services, moins de 50 salariés**



**A4 - Services, 50 salariés et plus**

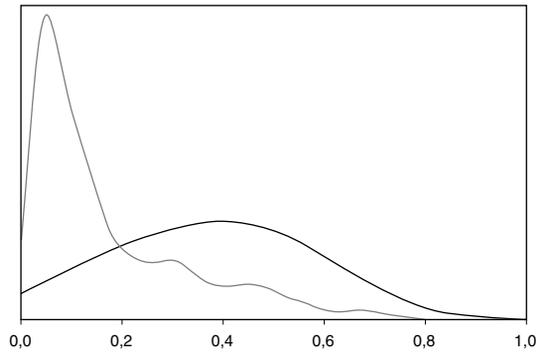


Sources : fichier de suivi des accords RTT (Dares) ; DADS (Insee) ; BRN (Insee).

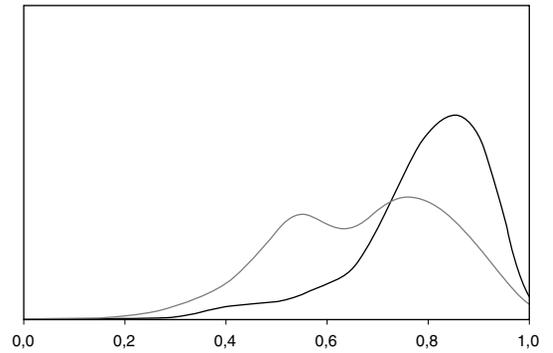
Graphique B

**Distributions des probabilités d'accord d'ARTT pour les entreprises ayant conclu un accord (en foncé) et n'ayant pas conclu un accord (en clair), par classes de taille et de secteur en 2001**

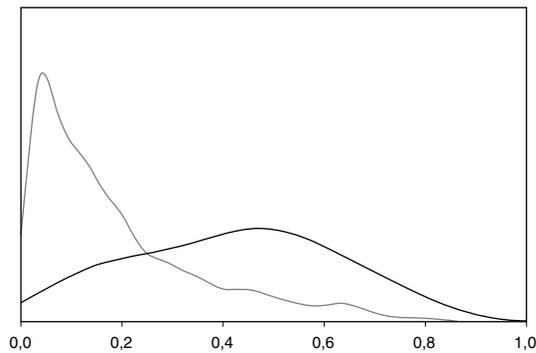
**B1 - Industrie, moins de 50 salariés**



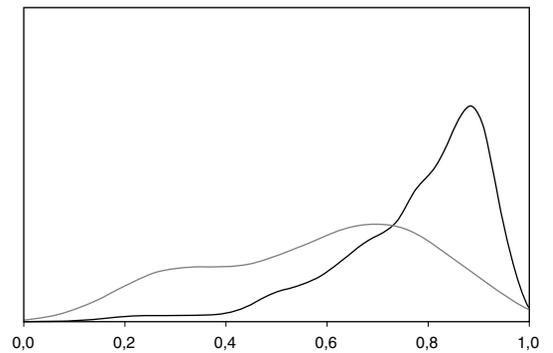
**B2 - Industrie, 50 salariés et plus**



**B3 - Services, moins de 50 salariés**



**B4 - Services, 50 salariés et plus**



Sources : fichier de suivi des accords RTT (Dares) ; DADS (Insee) ; BRN (Insee).

Tableau A

**Estimation des scores par taille d'entreprise (moins de 50 salariés/50 salariés et plus) et secteur (industrie/services) (écarts-types entre parenthèses)**

	Industrie < 50	Industrie ≥ 50	Services < 50	Services 50 ≥
Entreprise multi-établissement	0,46 (0,17)	- 0,18 (0,09)	0,06 (0,10)	0,23 (0,07)
Entreprise de moins de 5 salariés	- 0,92 (0,35)		- 1,16 (0,19)	
Entreprise de 5 à 19 salariés	- 0,56 (0,28)		- 0,58 (0,16)	
<i>Entreprise de 20 à 49 salariés</i>	<i>Référence pour les entreprises de moins de 50 salariés</i>			
Entreprise de 50 à 199 salariés		- 1,30 (0,22)		- 0,47 (0,11)
Entreprise de 200 à 499 salariés		- 0,23 (0,15)		- 0,43 (0,10)
<i>Entreprise de 500 salariés et plus</i>	<i>Référence pour les entreprises de 50 salariés et plus</i>			
Grande entreprise nationale	-	2,19 (0,87)	-	1,94 (0,29)
Association	-	-	1,30 (0,18)	1,42 (0,16)
<i>Société</i>	<i>Référence</i>			
Activité marchande	-	- 3,57 (1,64)	- 0,39 (0,16)	0,66 (0,13)

Tableau A (suite)

**Estimation des scores par taille d'entreprise (moins de 50 salariés/50 salariés et plus) et secteur (industrie/services) (écarts-types entre parenthèses)**

	Industrie < 50	Industrie ≥ 50	Services < 50	Services 50 ≥
Croissance de l'emploi dans l'entreprise entre 1994 et 1995	- 0,22 (0,08)	0,20 (0,11)	- 0,24 (0,06)	0,04 (0,06)
Part de femmes en 1995	0,41 (0,30)	1,42 (0,29)	0,92 (0,17)	0,26 (0,20)
Part de cadres en 1995	1,56 (0,52)	1,63 (0,54)	0,29 (0,30)	- 1,76 (0,29)
Part de professions intermédiaires en 1995	- 0,67 (0,40)	0,88 (0,40)	1,01 (0,22)	0,26 (0,24)
Part d'employés en 1995	- 0,87 (0,47)	0,63 (0,60)	- 0,36 (0,21)	- 0,47 (0,20)
Variation de la part de femmes entre 1994 et 1995	- 0,11 (0,59)	0,14 (0,92)	- 0,27 (0,29)	- 0,64 (0,52)
Variation de la part de cadres entre 1994 et 1995	- 0,82 (0,59)	2,09 (0,69)	- 0,52 (0,37)	0,07 (0,57)
Variation de la part de professions intermédiaires entre 1994 et 1995	0,54 (0,49)	- 0,69 (0,62)	- 0,44 (0,30)	0,30 (0,46)
Variation de la part d'employés entre 1994 et 1995	0,20 (0,54)	- 0,58 (0,81)	0,19 (0,29)	1,04 (0,45)
Part de salariés de moins de 30 ans en 1995	- 0,39 (0,34)	0,21 (0,48)	- 0,33 (0,21)	0,03 (0,37)
Part de salariés de plus de 45 ans en 1995	- 0,74 (0,38)	- 0,98 (0,48)	- 0,73 (0,25)	- 1,16 (0,47)
Variation de la part de salariés de moins de 30 ans entre 1994 et 1995	0,86 (0,46)	- 1,30 (0,96)	0,10 (0,28)	0,15 (0,67)
Variation de la part de salariés de plus de 45 ans entre 1994 et 1995	1,03 (0,60)	- 2,06 (1,25)	- 0,19 (0,39)	1,67 (0,76)
Part de salariés à temps partiel en 1995	- 0,78 (0,43)	- 2,09 (0,44)	- 0,08 (0,18)	- 0,75 (0,20)
Variation de la part de salariés à temps partiel entre 1994 et 1995	0,36 (0,40)	0,99 (0,45)	0,45 (0,19)	0,33 (0,24)
Indicatrice d'absence de salariés à temps complet	0,55 (0,54)	-	- 1,28 (0,25)	- 0,08 (0,65)
Logarithme du salaire net horaire moyen en 1995	0,18 (0,20)	- 0,13 (0,16)	0,07 (0,11)	0,28 (0,10)
Croissance du salaire net horaire moyen entre 1994 et 1995	- 0,07 (0,14)	0,19 (0,09)	- 0,06 (0,10)	0,18 (0,09)
Nombre moyen d'heures rémunérées par jour en 1995	0,00 (0,04)	0,00 (0,02)	0,00 (0,01)	0,02 (0,02)
Croissance du nombre moyen d'heures rémunérées par jour entre 1994 et 1995	0,09 (0,13)	0,16 (0,14)	0,20 (0,09)	- 0,11 (0,09)
Logarithme du chiffre d'affaires moyen en 1995 (NAF600*taille)	0,50 (0,13)	- 0,13 (0,06)	0,44 (0,07)	0,19 (0,03)
Productivité du travail moyenne en 1995 (NAF600*taille)	0,26 (0,26)	0,19 (0,15)	- 0,11 (0,04)	- 0,02 (0,02)
Part moyenne des exportations dans les ventes en 1995 (NAF600*taille)	- 0,50 (1,04)	- 0,32 (0,34)	- 0,96 (0,92)	- 0,74 (0,42)
Coefficient de capital moyen en 1995 (NAF600*taille)	- 0,01 (0,01)	0,17 (0,11)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Taux d'investissement moyen en 1995 (NAF600*taille)	0,35 (0,22)	- 0,24 (0,18)	- 0,01 (0,01)	0,01 (0,01)
Part moyenne des salaires dans la production en 1995 (NAF600*taille)	0,59 (0,42)	- 2,44 (0,69)	0,07 (0,04)	- 0,01 (0,01)
Taux d'endettement moyen en 1995 (NAF600*taille)	- 0,09 (0,04)	0,03 (0,05)	0,00 (0,01)	0,02 (0,01)
Croissance des ventes moyennes entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	1,00 (0,53)	0,52 (0,34)	0,27 (0,22)	- 0,09 (0,10)
Croissance de la productivité moyenne entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	- 3,84 (0,78)	- 0,31 (0,28)	- 0,11 (0,18)	- 0,02 (0,12)
Variation de la part moyenne des exportations entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	- 6,80 (4,92)	0,91 (1,07)	1,62 (1,41)	1,03 (0,78)
Variation du coefficient de capital moyen entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	0,00 (0,01)	- 0,22 (0,11)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Variation du taux d'investissement moyen entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	0,04 (0,06)	0,24 (0,18)	0,00 (0,01)	- 0,01 (0,01)

Tableau A (suite)

**Estimation des scores par taille d'entreprise (moins de 50 salariés/50 salariés et plus) et secteur (industrie/services) (écarts-types entre parenthèses)**

	Industrie < 50	Industrie ≥ 50	Services < 50	Services 50 ≥
Variation de la part des salaires moyenne entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	- 0,09 (0,40)	2,67 (0,94)	- 0,08 (0,04)	0,03 (0,02)
Variation du taux d'endettement moyen entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	0,05 (0,04)	- 0,02 (0,05)	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)
Logarithme du chiffre d'affaires moyen en 1995 (NAF600*taille)	0,50 (0,13)	- 0,13 (0,06)	0,44 (0,07)	0,19 (0,03)
Productivité du travail moyenne en 1995 (NAF600*taille)	0,26 (0,26)	0,19 (0,15)	- 0,11 (0,04)	- 0,02 (0,02)
Part moyenne des exportations dans les ventes en 1995 (NAF600*taille)	- 0,50 (1,04)	- 0,32 (0,34)	- 0,96 (0,92)	- 0,74 (0,42)
Coefficient de capital moyen en 1995 (NAF600*taille)	- 0,01 (0,01)	0,17 (0,11)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Taux d'investissement moyen en 1995 (NAF600*taille)	0,35 (0,22)	- 0,24 (0,18)	- 0,01 (0,01)	0,01 (0,01)
Part moyenne des salaires dans la production en 1995 (NAF600*taille)	0,59 (0,42)	- 2,44 (0,69)	0,07 (0,04)	- 0,01 (0,01)
Taux d'endettement moyen en 1995 (NAF600*taille)	- 0,09 (0,04)	0,03 (0,05)	0,00 (0,01)	0,02 (0,01)
Croissance des ventes moyennes entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	1,00 (0,53)	0,52 (0,34)	0,27 (0,22)	- 0,09 (0,10)
Croissance de la productivité moyenne entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	- 3,84 (0,78)	- 0,31 (0,28)	- 0,11 (0,18)	- 0,02 (0,12)
Variation de la part moyenne des exportations entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	- 6,80 (4,92)	0,91 (1,07)	1,62 (1,41)	1,03 (0,78)
Variation du coefficient de capital moyen entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	0,00 (0,01)	- 0,22 (0,11)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Variation du taux d'investissement moyen entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	0,04 (0,06)	0,24 (0,18)	0,00 (0,01)	- 0,01 (0,01)
Variation de la part des salaires moyenne entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	- 0,09 (0,40)	2,67 (0,94)	- 0,08 (0,04)	0,03 (0,02)
Variation du taux d'endettement moyen entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	0,05 (0,04)	- 0,02 (0,05)	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)
Indicatrice de présence de l'entreprise dans les BRN	0,53 (0,26)	4,73 (0,87)	0,80 (0,16)	0,27 (0,15)
Logarithme du chiffre d'affaires de l'entreprise supérieur à la moyenne (NAF600*taille) en 1995	0,27 (0,13)	- 0,03 (0,09)	0,48 (0,10)	0,46 (0,08)
Productivité du travail supérieure à la moyenne (NAF600*taille) en 1995	- 0,12 (0,11)	- 0,03 (0,08)	- 0,02 (0,09)	- 0,18 (0,08)
Part des exportations dans les ventes supérieure à la moyenne (NAF600*taille) en 1995	0,22 (0,14)	0,14 (0,08)	- 0,25 (0,13)	0,02 (0,09)
Coefficient de capital supérieur à la moyenne (NAF600*taille) en 1995	0,36 (0,12)	0,22 (0,08)	0,62 (0,10)	- 0,05 (0,08)
Taux d'investissement supérieur à la moyenne (NAF600*taille) en 1995	0,14 (0,12)	0,35 (0,08)	- 0,08 (0,10)	0,18 (0,08)
Part des salaires dans la production supérieure à la moyenne (NAF600*taille) en 1995	- 0,14 (0,11)	- 0,01 (0,08)	- 0,16 (0,09)	0,02 (0,08)
Taux d'endettement supérieur à la moyenne (NAF600*taille) en 1995	- 0,18 (0,12)	0,17 (0,08)	0,06 (0,08)	- 0,20 (0,07)
Croissance des ventes supérieure à la moyenne (NAF600*taille) entre 1994 et 1995	0,24 (0,12)	0,04 (0,09)	0,43 (0,08)	0,07 (0,07)
Croissance de la productivité supérieure à la moyenne (NAF600*taille) entre 1994 et 1995	- 0,21 (0,11)	0,12 (0,08)	- 0,07 (0,08)	- 0,31 (0,07)
Variation de la part des exportations supérieure à la moyenne (NAF600*taille) entre 1994 et 1995	- 0,03 (0,11)	- 0,04 (0,08)	- 0,09 (0,07)	0,09 (0,07)
Variation du coefficient de capital supérieure à la moyenne (NAF600*taille) entre 1994 et 1995	- 0,16 (0,10)	- 0,42 (0,08)	0,11 (0,07)	- 0,16 (0,07)
Variation du taux d'investissement supérieure à la moyenne (NAF600*taille) entre 1994 et 1995	0,25 (0,11)	- 0,16 (0,08)	0,05 (0,07)	- 0,22 (0,07)
Variation de la part des salaires supérieure à la moyenne (NAF600*taille) entre 1994 et 1995	0,22 (0,11)	0,04 (0,08)	0,08 (0,08)	- 0,05 (0,07)
Variation du taux d'endettement supérieure à la moyenne (NAF600*taille) entre 1994 et 1995	- 0,01 (0,11)	- 0,11 (0,08)	- 0,34 (0,08)	0,21 (0,07)
Industries agricoles et alimentaires	- 0,19 (0,29)	0,11 (0,19)		

Tableau A (fin)

**Estimation des scores par taille d'entreprise (moins de 50 salariés/50 salariés et plus) et secteur (industrie/services) (écarts-types entre parenthèses)**

	Industrie < 50	Industrie ≥ 50	Services < 50	Services 50 ≥
Habillement, cuir	- 0,32 (0,37)	- 0,66 (0,26)		
Édition, imprimerie, reproduction	- 0,07 (0,32)	0,27 (0,26)		
Pharmacie, parfumerie et entretien	- 0,56 (0,58)	- 0,95 (0,25)		
Industries des équipements du foyer	0,50 (0,32)	- 0,09 (0,21)		
Industrie automobile	0,44 (0,41)	0,06 (0,18)		
Construction navale, aéronautique et ferroviaire	0,49 (0,60)	1,45 (0,30)		
Industries des équipements mécaniques	- 0,71 (0,28)	- 0,04 (0,17)		
Industries des équipements électriques et électroniques	0,05 (0,35)	- 0,32 (0,21)		
Industries des produits minéraux	0,16 (0,34)	0,09 (0,21)		
Industrie textile	- 0,17 (0,36)	0,79 (0,25)		
Industries du bois et du papier	- 0,17 (0,32)	0,26 (0,21)		
<i>Chimie, caoutchouc, plastiques</i>	<i>Référence industrie</i>			
Métallurgie et transformation des métaux	- 0,01 (0,27)	0,60 (0,18)		
Industries des composants électriques et électroniques	0,09 (0,42)	0,06 (0,21)		
Production de combustibles et de carburants	- 1,18 (1,47)	0,23 (0,48)		
Eau, gaz, électricité	0,10 (0,91)	0,39 (0,39)		
Construction	- 0,41 (0,27)	0,00 (0,19)		
Commerce et réparation automobile			- 0,26 (0,18)	- 0,05 (0,22)
Commerce de gros			- 0,74 (0,16)	0,30 (0,15)
<i>Commerce de détail, réparations</i>			<i>Référence services</i>	
Transports			- 0,30 (0,23)	0,21 (0,17)
Activités financières			0,44 (0,26)	0,26 (0,19)
Activités immobilières			- 0,59 (0,25)	0,47 (0,26)
Postes et télécommunications			- 0,03 (0,69)	2,41 (0,63)
Conseils et assistance			- 0,22 (0,15)	0,55 (0,17)
Services opérationnels			0,05 (0,17)	0,75 (0,15)
Recherche et développement			- 0,41 (0,61)	0,47 (0,26)
Hôtels et restaurants			- 0,15 (0,19)	0,16 (0,19)
Activités récréatives, culturelles et sportives			- 0,28 (0,26)	0,65 (0,28)
Services personnels et domestiques			0,31 (0,28)	- 0,56 (0,36)
Éducation			0,67 (0,22)	1,29 (0,24)
Santé, action sociale			- 0,06 (0,18)	0,99 (0,15)
Activités associatives et extra-territoriales			- 0,60 (0,27)	- 0,13 (0,31)

Sources : fichier de suivi des accords RTT (Dares) ; DADS (Insee) ; BRN (Insee).

Tableau B  
Nombre d'observations avant et après restriction au support commun

			Industrie		Services	
			Moins de 50 salariés	50 salariés et plus	Moins de 50 salariés	50 salariés et plus
Ensemble de l'échantillon						
Accord d'ARTT (mars 2001)	Oui	1995	308	2 050	633	2 850
		2001	442	2 248	922	3 388
	Non	1995	1 237	879	2 336	1 098
		2001	1 257	403	2 361	757
Support commun						
Accord d'ARTT (mars 2001)	Oui	1995	288	1 898	628	2 226
		2001	424	2 124	916	2 787
	Non	1995	1 195	838	2 233	1 091
		2001	1 161	398	2 250	751

Sources : enquêtes complémentaires à l'enquête Emploi de 1995 et 2001 (Insee) ; Fichier de suivi des accords de RTT (Dares) ; DADS (Insee) ; BRN (Insee).

Tableau C  
Estimation semi-paramétrique en DDD de l'impact de l'ARTT sur les rythmes de travail

Rythmes (référence : régulier hebdo.)	Ensemble	Cadres	Non-cadres	Industrie	Services	Moins de 50 salariés	50 salariés et plus
<b>Cyclique ou irrégulier</b>	6,0 (2,3)	12,7 (5,9)	4,8 (2,3)	4,6 (3,2)	6,9 (2,2)	6,5 (2,5)	5,8 (2,4)
Irrégulier	4,5 (1,7)	12,3 (5,5)	2,7 (2,2)	6,2 (3,1)	3,4 (2,6)	1,3 (2,2)	5,4 (2,6)
Irrégulier en jours	4,3 (1,1)	8,2 (2,3)	3,7 (1,2)	6,2 (1,5)	3,2 (1,5)	3,0 (1,3)	4,7 (1,4)
Irrégulier en heures	2,1 (1,7)	8,9 (4,4)	0,2 (2,1)	1,9 (2,4)	2,2 (2,5)	1,7 (2,4)	2,2 (1,8)
Irrégulier en jours et heures	0,2 (1,2)	0,2 (2,3)	- 0,2 (1,9)	0,0 (1,6)	0,3 (1,5)	- 2,4 (1,6)	1,0 (1,6)
<b>Cyclique</b>	3,9 (1,8)	2,4 (1,6)	4,2 (2,2)	- 0,4 (3,0)	7,1 (2,2)	8,2 (1,5)	2,6 (2,1)
Cyclique non alternant	4,7 (1,2)	1,4 (1,9)	5,2 (1,1)	4,1 (1,5)	5,0 (1,4)	3,9 (1,5)	4,9 (1,1)
Cyclique alternant (2 × 8, 3 × 8)	- 1,9 (1,4)	0,1 (0,3)	- 2,0 (1,7)	- 7,8 (3,0)	2,4 (1,0)	4,1 (1,3)	- 3,6 (1,8)
Cyclique alternant (4 × 8, 5 × 8)	3,0 (1,0)	0,9 (0,5)	3,4 (1,2)	5,6 (2,0)	1,2 (1,1)	1,7 (1,1)	3,4 (1,3)

Lecture : les écarts-types figurent entre parenthèses.

Sources : enquêtes complémentaires à l'enquête Emploi de 1995 et 2001 (Insee) ; Fichier de suivi des accords de RTT (Dares) ; DADS (Insee) ; BRN (Insee).

Tableau D  
Estimation semi-paramétrique en DDD de l'impact de l'ARTT sur les conditions de travail

	Ensemble	Cadres	Non-cadres	Industrie	Services	Moins de 50 salariés	50 salariés et plus
<b>Horaires de travail</b>							
Travail le soir (20h à 0h)	2,9 (2,4)	1,5 (5,2)	3,8 (2,0)	1,8 (3,5)	3,7 (2,5)	- 1,0 (2,6)	4,0 (2,4)
Travail la nuit (0h à 5h)	2,3 (1,5)	3,4 (2,7)	2,5 (1,8)	1,2 (2,6)	3,1 (1,7)	1,7 (1,7)	2,5 (1,8)
Travail le samedi	4,6 (2,3)	- 1,3 (5,9)	6,4 (2,1)	1,1 (3,9)	7,0 (2,7)	0,5 (2,7)	5,7 (2,5)
Travail le dimanche	1,8 (1,5)	- 2,2 (4,0)	2,9 (1,8)	2,1 (2,3)	1,6 (2,0)	- 1,3 (1,9)	2,6 (1,8)
Modulation/annualisation	11,5 (0,8)	3,1 (3,5)	12,5 (0,9)	13,9 (1,8)	9,9 (1,0)	10,0 (1,3)	11,9 (1,3)
Contrôle des horaires	7,1 (2,2)	4,4 (4,7)	7,8 (2,3)	6,0 (3,1)	7,9 (3,2)	8,4 (2,5)	6,7 (2,5)
Heures supplémentaires (12 derniers mois)	2,9 (2,1)	3,8 (6,6)	3,1 (1,8)	0,8 (2,8)	4,6 (3,0)	1,6 (2,8)	3,3 (2,8)
Travail à temps partiel	- 0,2 (1,2)	- 2,2 (3,6)	- 0,1 (1,4)	- 2,0 (1,5)	1,0 (2,3)	- 2,6 (2,4)	0,4 (1,6)
<b>Journée de référence</b>							
Durée travaillée	- 0,28 (0,2)	- 0,48 (0,5)	- 0,28 (0,2)	- 0,35 (0,3)	- 0,22 (0,2)	- 0,55 (0,2)	- 0,21 (0,2)
<b>Rythmes réguliers</b>							
Durée hebdomadaire habituelle	- 0,82 (0,3)	0,53 (0,8)	- 0,94 (0,3)	- 0,72 (0,4)	- 0,91 (0,4)	- 1,52 (0,4)	- 0,62 (0,3)

Lecture : les écarts-types figurent entre parenthèses.

Sources : enquêtes complémentaires à l'enquête Emploi de 1995 et 2001 (Insee) ; Fichier de suivi des accords de RTT (Dares) ; DADS (Insee) ; BRN (Insee).

## **Effets de l'ARTT sur l'emploi et les conditions de vie et de travail : nouveaux matériaux et nouvelles méthodes**

Cette livraison d'*Économie et Statistique* apporte de nouveaux éclairages sur les déterminants de l'enrichissement de la croissance en emploi et sur les différents effets du processus d'aménagement et de réduction du temps de travail (ARTT) intervenus au cours des années 1990. Ces deux questions sont liées mais distinctes. Liées, parce que l'objectif principal des politiques de réduction du temps de travail (RTT) était de faire baisser le chômage à croissance donnée. Distinctes parce que l'enrichissement de la croissance en emploi a aussi tenu aux politiques d'allègement du coût du travail, notamment des moins qualifiés, et de développement du temps partiel, et parce que les effets de l'aménagement et de la réduction du temps de travail ont aussi concerné la compétitivité des entreprises, les conditions de vie et de travail des salariés, et la négociation collective.

### **L'emploi était devenu le principal objectif de la réduction du temps de travail**

Avant de discuter l'apport des articles du présent numéro sur les déterminants de l'enrichissement de la croissance en emploi et sur les effets de l'ARTT, on reviendra sur l'histoire de la réduction du temps de travail pour souligner l'originalité des politiques des années 1990, renvoyant pour plus de détail à Freyssinet (1997) et au rapport CGP (2001). Processus séculaire, en France comme dans le monde, la réduction du temps de travail a souvent changé tant d'objectifs que d'instruments.

- Elle a traduit dès l'origine le souci de protéger la santé des salariés. Tel est l'objet des durées maximales du travail existant dans de nombreux pays. Dans l'Union européenne, la directive de 1993 y ajoute une notion de temps minimal de repos. Elle autorise toutefois le Royaume-Uni à bénéficier d'une dérogation provisoire à la durée maximale de 48 heures, en moyenne par semaine sur un cycle.

- Elle peut aussi être l'une des formes de partage des gains de productivité. Tel était l'objet des négociations prévues par le protocole de Grenelle en 1968. Entre 1945 et 1965, la durée effective hebdomadaire a été de 46 heures, soit six heures supplémentaires en moyenne au-delà de la durée légale du travail (notion spécifiquement

française résultant de la loi de 1936 et du décret de 1938). Au tournant des années 1970, les négociations de branche et d'entreprise ont conduit à la baisse des heures supplémentaires sans réduction de salaire.

- Elle peut avoir pour objet principal la création d'emploi. Cet objectif s'est progressivement affirmé depuis 1974 avec la montée du chômage. L'article de Charpin et Mairesse (1978) a permis d'écarter la conception naïve du « partage du travail », en montrant qu'en économie ouverte une réduction du temps de travail efficace en termes d'emploi devait être financée par des gains de productivité horaire du travail, un accroissement de la durée d'utilisation des équipements et la modération salariale. L'ordonnance de 1982, avec le passage à 39 heures de la durée légale, créera un contingent annuel maximal d'heures supplémentaires, autre spécificité française, et ouvrira pour la première fois la possibilité d'accords dérogatoires. Puis le processus butera sur la question de la compensation salariale.

- La réduction du temps de travail peut être liée à l'aménagement du temps de travail (modulation du temps de travail augmentant la productivité, accroissement de la durée d'utilisation des équipements ou d'ouverture des services). C'est sur l'arbitrage entre aménagement et réduction du temps de travail, qu'échoueront les négociations interprofessionnelles de 1978, 1980 et 1984, et qu'aboutiront, en revanche, celle de 1995 et de rares négociations d'entreprise.

- La difficile négociation des contreparties dans les entreprises est facilitée quand des aides publiques internalisent l'effet macroéconomique des créations d'emploi sur les finances publiques et sociales (baisse des allocations chômage, hausse des impôts et cotisations sociales). La loi « Robien » de 1996 vise la négociation de fortes réductions du temps de travail avec des aides incitatives, conditionnées à la création ou au maintien des emplois, d'un montant dépassant significativement le retour sur les finances publiques et sociales. Les lois « Aubry » de 1998 et 2000 ramènent le calibrage de ces aides au niveau d'une aide dite structurelle et inscrivent les négociations de branche et d'entreprise dans la perspective d'une baisse de la durée légale début 2000 pour les entreprises de plus de 20 salariés, début 2002 pour les autres.

Les travaux de simulation *ex ante* des effets de la RTT sur l'emploi relèvent de deux approches. La première approche, les simulations à partir des modèles macrokeynésiens, faisait référence : la RTT engendre un effet de partage à court terme, réduit à moyen terme par les effets d'offre (impact de la compétitivité prix sur le commerce extérieur, impact des profits sur l'investissement). Une seconde approche s'est plus récemment développée en contrepoint, avec des maquettes microéconomiques (Cahuc et Granier, 1997) qui endogénéisent la négociation collective (négociation des salaires, de la durée du travail, voire de l'emploi) dont les résultats sont plus pessimistes, car elles privilégient le long terme dans lequel l'offre de travail serait rationnée par la RTT. Ce numéro d'*Économie et Statistique* apporte de nouveaux matériaux sur les effets *ex post*.

### **Sur données macroéconomiques, la RTT explique une part de l'enrichissement de la croissance en emploi**

Si l'enrichissement de la croissance en emplois a souvent une connotation positive (plus d'emplois), le ralentissement de la productivité par tête a une connotation négative (moins

de richesse) : il s'agit pourtant des deux faces d'un même phénomène. Avec des taux de croissance comparables, les deux dernières périodes de reprise économique 1987-1991 et 1997-2001 (respectivement 3,0 % et 3,3 % en moyenne annuelle) ont connu une croissance très différente de l'emploi du secteur marchand non agricole avec 770 000 emplois nets dans la première période et 1 840 000 dans la seconde. L'article de Pierre-Olivier Beffy et Nathalie Fourcade porte sur les déterminants *ex post* de ce ralentissement de la croissance de la productivité du travail par tête du secteur marchand non agricole passée de 2,2 % par an sur la période 1982-1992 à 0,9 % sur la période 1993-2002. Cette rupture très importante concerne les services et non l'industrie manufacturière, en première analyse du moins, car il faut tenir compte de l'intérim. Elle se traduit par une rupture exogène dans les équations d'emploi des modèles macroéconomiques, ce qui n'est guère satisfaisant pour l'esprit et pose un problème en prévision.

Les auteurs, pour leur part, modélisent la demande de travail des entreprises en l'expliquant par deux facteurs relatifs au coût du travail (le coût moyen et le coût relatif du travail peu qualifié) et par deux facteurs relatifs au temps de travail (la durée de travail à temps complet et la part du temps partiel). Ces différentes variables influencent significativement l'emploi. L'élasticité du coût moyen du travail est de 0,2, celle du coût relatif du travail peu qualifié de 0,4. Cet écart justifie la concentration des exonérations de cotisations employeurs autour du Smic. Un point de RTT entraîne, toutes choses égales par ailleurs, 0,7 point de créations d'emploi : ce résultat est cohérent avec l'ordre de grandeur retenu pour les simulations *ex ante*. Une rupture tendancielle de la productivité subsiste, à hauteur de 0,4 point (1). Ces résultats rejoignent d'autres travaux macroéconomiques référencés dans ce numéro comme ceux d'Artus (2002), Baron *et al.* (2003) et Husson (2002). Les politiques de l'emploi sont effectivement parvenues à enrichir la croissance en emploi dans les années 1990, pour partie par la réduction de la durée du travail, pour partie par la baisse des cotisations employeurs sur les bas et moyens salaires, avec un effet propre à la RTT de l'ordre de 400 000 à 500 000 emplois créés.

Cet article souligne cependant la difficulté de l'estimation du poids respectif des deux facteurs, d'autant plus grande que l'effet de l'abaissement du coût du travail pourrait, par ailleurs, être plus lent que celui de la RTT (mise en œuvre des accords avec la réalisation des embauches et des réorganisations). Les auteurs de l'article notent que leur estimation s'arrêtant fin 2000, pour des raisons de disponibilité des données, n'englobe pas la dernière génération d'entreprises « Aubry 2 » pour lesquelles la RTT a sans doute été plus problématique que pour les premières générations d'entreprises ayant réduit le temps de travail. En outre, distinguer ce qui revient aux différentes politiques s'avère délicat. Ainsi, pour analyser l'impact de la loi « Aubry 2 », il faudrait intégrer l'effet sur le coût du travail peu qualifié et l'emploi de la hausse du Smic horaire qu'elle induisait et qui a été mise en place par la loi « Fillon » de 2003 avec la convergence progressive des garanties mensuelles minimales (GMM) qui prendra fin au 1<sup>er</sup> juillet 2005 (2). En sens inverse, il faudrait tenir compte du fait que les importantes exonérations de cotisations employeurs de l'aide structurelle « Aubry 2 » étaient *ex ante* financées par l'effet de la RTT en termes de créations d'emplois et d'amélioration des finances publiques et sociales.

---

1. Il faudrait sans doute pour la réduire faire appel en complément à d'autres déterminants de la productivité, comme la diffusion des technologies de l'information et de la communication ou encore à des effets de compositions sectoriels de l'emploi.

2. Le rapport CGP (2001) indiquait à cet égard que l'harmonisation des garanties mensuelles minimales serait rapidement indispensable pour satisfaire le principe « à travail égal, salaire égal » et accroîtrait le coût du travail avec un effet de moyen terme négatif sur l'emploi, à moins qu'elle ne s'accompagne de nouvelles exonérations de cotisations patronales, non prévues initialement.

## Différentes approches sur données individuelles confrontées aux biais de sélection

L'article d'Alain Gubian, Stéphane Jugnot, Frédéric Lerais et Vladimir Passeron, fournit une synthèse des évaluations *expost* de la Dares sur données individuelles sur les effets de la RTT au moyen d'une méthode originale. Le processus de RTT a été amorcé en 1996 avec la loi « Robien » et devait en principe s'achever en 2005 (3). Le comportement des différentes générations d'entreprises, selon le moment et les modalités de la réduction du temps de travail, peut être observé en regard de celles n'ayant pas encore réduit le temps de travail. À cette fin, l'enquête *Acemo*, qui renseigne sur la durée collective affichée, l'emploi et les salaires mensuels, a été appariée avec les sources administratives sur les conventions d'aide et demandes d'exonérations.

L'emploi augmente sensiblement plus vite, et se maintient à moyen terme à un niveau plus élevé, dans les entreprises qui ont réduit le temps de travail. On ne peut cependant s'en tenir à une comparaison directe, du fait du biais de sélection des entreprises affectant les premières qui ont réduit le temps de travail : elles se distinguent en effet par une situation financière plus favorable, une tendance de l'emploi plus dynamique, une facilité plus grande à négocier des contreparties, etc. Pour comparer les entreprises passées à 35 heures et celles n'ayant pas réduit le temps de travail, la Dares prend en compte les écarts de structure par taille et secteur d'activité, et l'écart de tendance antérieure de l'emploi plus favorable dans les premières entreprises ayant réduit le temps de travail. Les ordres de grandeur obtenus alors sont connus : une réduction moyenne de la durée du travail d'environ trois heures, un effet net de 350 000 emplois créés de mi-1996 à mi-2002 par la RTT, des gains de productivité à hauteur de 40 % de la RTT, une modération salariale en niveau de l'ordre de 0,7 point sur le salaire de base, à laquelle s'ajoute la réduction du nombre d'heures supplémentaires.

Cette méthode d'évaluation comporte toutefois plusieurs limites :

- on n'est jamais sûr d'avoir repéré toutes les variables influençant le choix des premières entreprises passées à la RTT, même si des contrôles additifs opérés par les auteurs n'affectent guère les résultats ;
- on a besoin, comme échantillon de référence, des entreprises restées à 39 heures, ce qui devient plus difficile à mesure que le processus de RTT se diffuse. Par ailleurs, les entreprises restées à 39 heures sont progressivement affectées, à partir de 2000, par la hausse du Smic engendrée par la compensation instantanée du taux de salaire horaire lors des accords de RTT ;
- il est difficile d'étendre les résultats aux générations passées ultérieurement à la RTT ou susceptibles d'y passer ;
- l'évolution de l'emploi et celle de la modération salariale ne sont observées qu'à court terme, ce qui interdit de conclure quant à leur pérennité à moyen terme ;
- l'observation ne porte que sur le secteur privé. L'impact de la RTT sur l'emploi dans les trois Fonctions publiques (environ un quart de l'emploi salarié) et sur l'équilibre financier des administrations doit être pris en compte pour son effet direct et à moyen terme sur le bouclage macrofinancier ;

---

3. À cette date jouerait le plein effet du contingent maximal d'heures supplémentaires sur les très petites entreprises de moins de 20 salariés et la convergence des garanties mensuelles minimales serait réalisée.

- l'observation des écarts entre générations d'entreprises devrait être étendue à d'autres variables relatives à la production et la productivité des facteurs.

L'article de Bruno Crépon, Marie Leclair et Sébastien Roux répond à cette dernière critique, également à partir de données individuelles d'entreprises. Les auteurs soulignent les trois biais auxquels se trouve toujours confrontée l'analyse d'une politique incitative et qu'il est impossible d'éliminer totalement :

- les écarts peuvent tenir à l'action de variables non observées et dont rien ne retrace l'influence ;
- les écarts peuvent tenir à une capacité singulière de s'adapter au choix proposé qui rend impossible une extrapolation aux autres entreprises ;
- la comparaison avec le groupe de contrôle suppose qu'il ne soit pas affecté par le processus. Or les entreprises restées à 39 heures ont été touchées notamment par la revalorisation du Smic entraînant un biais appelé effet de bouclage.

Sur la base d'une méthodologie voisine de celle de l'article précédent, on aboutit pour les entreprises « Aubry 1 offensives » à 10 % d'emplois en plus que celles restées à 39 heures, pour les « Aubry 2 précurseurs (4) » à 4 % et pour les entreprises ayant bénéficié des aides « Aubry 2 » en 2000 à 5 %. Des écarts positifs sur la valeur ajoutée, négatifs sur la productivité du travail et positifs sur celle du capital, et négatifs sur le coût salarial et sur sa différence avec la productivité globale des facteurs (PGF) sont aussi observés. La position concurrentielle des entreprises passées à 35 heures s'est ainsi améliorée par rapport à celles qui sont restées à 39 heures.

Pour l'estimation économétrique, dans le cas de la productivité globale des facteurs (y compris dans cet article un terme lié à la productivité marginale de l'heure de travail), les instruments retenus sont les aides « Aubry 2 » (vu la décroissance rapide dans le temps des aides « Aubry 1 »), la part des accords « Robien » dans la branche, et le taux d'endettement. Dans le cas de l'emploi, on ne peut plus retenir le montant des aides qui est lié au coût salarial et à l'emploi. Le processus de RTT aurait, dans ces conditions, fait progresser plus rapidement le coût salarial et légèrement moins rapidement l'emploi dans les entreprises restées à 39 heures et s'avérerait en définitive, pour les auteurs, plus proche d'un scénario classique d'offre que d'un scénario de partage du travail sous contrainte de demande.

### **Le risque d'une simplification excessive du choix des entreprises**

Cet article de Crépon *et al.* se fixe un objectif principalement méthodologique. Les auteurs explicitent les limites de leurs estimations ainsi que celles de la plupart des autres travaux disponibles.

L'une des limites de leur modélisation est sans doute particulièrement dommageable : le choix de l'entreprise est supposé binaire, de façon très restrictive (s'inscrire dans le dispositif « Aubry 1 » aidé avant 2000 ou bien rester à 39 heures au-delà de 2000). Loin de porter sur un choix binaire, réduire ou non la durée effective du travail, le choix des

---

4. Entreprises passées en 1998-1999 à 35 heures comme les entreprises « Aubry 1 », mais sans aide incitative et avec une RTT inférieure à 10 % par requalification des pauses rémunérées et congés supplémentaires dans la durée annuelle effective du travail.

entreprises portait sur l'ampleur, les contreparties et le moment de cette réduction. Borner leur choix à deux modalités représente une simplification considérable.

Ainsi, pour les entreprises de plus de 20 salariés ayant en 1997 une durée collective de 39 heures, plusieurs stratégies étaient possibles (CGP, 2001) :

- réduire rapidement leur temps de travail en bénéficiant d'aides d'un montant supérieur à l'aide structurelle (27 % des salariés de ces entreprises fin 2000) ;
- préférer la requalification de la durée effective hebdomadaire (exclusion des pauses rémunérées dans l'automobile) ou annuelle (exclusion des jours de congés supplémentaires dans la banque) aux contraintes sur l'ampleur de la RTT et des créations d'emploi de l'aide incitative, sans attendre l'aide structurelle en 2000 (10 % des salariés de ces entreprises) ;
- attendre, pour négocier, que les négociations de branche aient précisé les contours de la durée annuelle effective ou les règles relatives aux cadres au forfait en jours (23 % des salariés de ces entreprises étaient fin 2000 couverts par un accord « Aubry 2 ») ;
- mettre l'accent sur d'autres variables à discuter avec leurs interlocuteurs syndicaux comme l'allongement de la durée des temps partiels contraints (grande distribution, nettoyage industriel, etc.).

Le choix entre ces différentes stratégies ne dépendait pas que du seul calcul économique (aides, aménagement du temps, durée effective, modération salariale, réorganisation), mais aussi des conditions de négociation sociale (préférence relative des syndicats ou des salariés concernés pour l'emploi ou pour d'autres variables). Il était, du point de vue juridique, possible d'attendre (34 % des salariés de ces entreprises fin 2000). Cela ne l'était pas toujours, du point de vue social, dans les grandes et moyennes entreprises dotées d'une représentation syndicale.

En revanche, la plupart des entreprises avaient une obligation de réduire le temps de travail d'ici fin 2002 (pour les entreprises de 20 salariés et moins fin 2004) du fait de la baisse progressive de la durée légale et du contingent annuel maximal de 130 heures supplémentaires annuelles (soit 3 par semaine en moyenne). Il fallait donc à cette date, à législation constante, être passé à 35 heures avec l'aide structurelle ou à 38 heures en moyenne sur l'année sans aide (5). Mi-2002, la diffusion du processus était inachevée, une moitié des entreprises entre 20 et 50 salariés et une grande majorité des entreprises de moins de 20 salariés n'avaient pas réduit la durée du travail.

### **Effet sur l'emploi à moyen et long terme : le débat reste ouvert**

S'appuyant lui aussi sur des données individuelles d'entreprise (6), Matthieu Bunel compare « deux » autres populations d'entreprises : celles qui ont bénéficié d'aides incitatives (lois « Robien » ou « Aubry 1 ») et celles qui entrent dans le cadre de la loi « Aubry 2 » (précurseurs ou non) et ont réduit le temps de travail avec les seules aides structurelles. Le choix dans ce cas ne porte pas sur le principe de la RTT, mais sur ses

5. À moins qu'intervienne un changement législatif, ce qui est finalement advenu avec la loi « Fillon » de janvier 2003 déconnectant les aides du passage aux 35 heures.

6. Enquête Passages de la Dares auprès d'un échantillon de 1 000 chefs d'entreprise, représentatif par la taille, le secteur d'activité et la région, mais surpondérant les entreprises ayant choisi un dispositif incitatif.

modalités et son calendrier. Au dire des chefs d'entreprise interrogés, les effectifs des premières ont augmenté de 10 % et ceux des secondes de 4 %. Un modèle causal traditionnel ne peut être employé, puisqu'il suppose la comparaison d'un groupe de bénéficiaires et d'un groupe-témoin de non-bénéficiaires de caractéristiques comparables. Un modèle de sélection endogène est utilisé pour distinguer au sein de l'écart la part qui revient aux caractéristiques de la RTT (ampleur, variation du mode de calcul de la durée effective, évolution du coût du travail et de la productivité du travail, conditions de la négociation), au choix de bénéficier des aides, et à un effet d'aubaine pour les établissements les plus dynamiques. La moitié de l'écart observé sur les créations d'emplois est expliquée par les effets de sélection, l'autre moitié par les variables usuelles de modélisation des modalités de mise en œuvre de la RTT. Cette modélisation et les effets sur l'emploi qu'elle met en évidence sont ainsi confortés.

Si de nouveaux éclairages sont apportés par ce numéro d'*Économie et Statistique*, le débat reste ouvert sur les effets à court, moyen et long terme sur l'emploi du processus de RTT des années 1996-2002. L'enrichissement de la croissance en emploi ne provient pas du seul abaissement du coût du travail, mais aussi des effets à court terme de la RTT, qu'indiquent la modélisation macroéconomique aussi bien que les travaux de la Dares. Les effets à moyen terme sont plus faibles, puisqu'il faut diminuer l'effet de court terme de l'impact de la hausse induite de 15 % du Smic horaire d'ici 2005 (7) et parce qu'il est possible que les créations d'emplois soient suivies d'efforts de productivité additionnels. Le contexte a changé depuis juin 2002 avec l'extension des exonérations aux entreprises n'ayant pas réduit le temps de travail, la remontée du contingent d'heures supplémentaires de 130 à 220 heures, l'arrêt consécutif du processus de RTT, et la réduction progressive des exonérations sur les moyens salaires (de 1,8 à 1,6 Smic). Le contenu en emploi de la période de reprise prochainement attendue fournira un nouvel éclairage sur les impacts respectifs de la RTT et du coût du travail sur l'emploi. Sur le long terme, une durée du travail plus courte réduit la croissance potentielle, mais on peut imaginer que lorsque le chômage baissera et qu'augmenteront les difficultés de recrutement, on observera, comme dans les années 1950 et 1960, une croissance des heures supplémentaires et de l'offre de travail. Enfin, les comparaisons sur la croissance, l'emploi et la durée du travail devront être approfondies : avec le Royaume-Uni où la durée du travail reste élevée, l'Allemagne où elle a baissé par la négociation collective et remonte actuellement, et les pays scandinaves où les syndicats n'ont pas souhaité la réduction du temps de travail pour éviter les contreparties sur la modulation du temps de travail et la modération salariale.

### **Un accroissement des inégalités en matière de conditions de travail**

L'article de Cédric Afsa et Pierre Biscourp porte sur l'évolution des rythmes de travail des salariés à partir des enquêtes complémentaires aux *Enquêtes Emploi* de mars 1995 et de mars 2001. C'est au cours de cette période que l'ARTT a été pour sa plus grande part mise en œuvre. Son impact est appréhendé par une comparaison avec la situation des entreprises n'ayant pas réduit le temps de travail. Le pourcentage de salariés soumis à des cycles horaires et de ceux soumis à des horaires irréguliers ont légèrement crû avec

---

7. Des allègements supplémentaires de cotisations employeurs auraient été nécessaires en compensation, mais n'avaient pas été prévus.

la RTT, et le recours au temps partiel a baissé. Des écarts apparaissent entre les cadres et les non-cadres, l'industrie et les services, les petites entreprises de moins de 50 salariés et les autres.

L'article de Philippe Askenazy, Catherine Bloch-London et Dominique Méda insiste sur l'articulation originale entre loi et négociations de branche et d'entreprise, l'importance de ces dernières, les variables en négociation et le jeu des différents acteurs patronaux et syndicaux. Le bilan global du processus d'ARTT apparaît alors peu tranché, même à court terme, les auteurs montrant que le succès obtenu à court terme en matière d'emploi a eu pour contrepartie un accroissement des inégalités en matière de conditions de travail. Si une majorité de salariés se déclarent satisfaits de l'impact sur les conditions de vie (59 % en amélioration, 13 % en dégradation), leur opinion sur les conséquences en matière de conditions de travail est nettement moins favorable (26 % en amélioration, 28 % en dégradation). La satisfaction est plus forte pour les cadres que pour les ouvriers et elle s'élève avec le niveau de diplôme, la qualification et le revenu mensuel.

Elle est aussi d'autant plus forte que le salarié a de la visibilité et de la maîtrise sur ses horaires et plus faible que la modulation du temps de travail est contrainte et peu prévisible, comme le rappelle l'article de Gilbert Cette, Nicolas Dromel et Dominique Méda prolongeant les exploitations antérieures de l'enquête *RTT et Modes de vie* réalisée fin 2000 et début 2001 auprès de salariés ayant connu la RTT depuis un an au moins. Les estimations logistiques soulignent, toutes choses égales par ailleurs, la satisfaction des femmes ayant un enfant à charge de moins de 12 ans, mettant d'autant en relief la question de l'articulation des temps sociaux.

Les auteurs soulignent que la satisfaction est plus forte pour les accords incitatifs, dont on sait qu'ils ont impliqué une réduction du temps de travail significativement plus importante que les accords « Aubry 2 », les plus nombreux, pour lesquels il était possible de remettre à plat la durée annuelle effective.

Enfin, 12 % des salariés concernés ont connu une baisse de rémunération et 56 % un gel ou une modération. On souhaiterait en savoir plus sur le lien entre la satisfaction des salariés vis-à-vis de la RTT et le niveau et l'évolution de leurs rémunérations. Cette question est l'une des motivations de la remontée récente du contingent annuel d'heures supplémentaires et de certains aménagements de la législation (durée et conditions de liquidation du compte épargne temps, possibilité d'accord individuel pour un nombre d'heures supplémentaires dépassant le contingent).

**Henri Rouilleault**

Administrateur de l'Insee,  
ancien président de la commission  
du Commissariat Général du Plan,  
*Réduction du temps de travail,  
les enseignements de l'observation*

---

## BIBLIOGRAPHIE

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

**Baron H., Befy P.-O., Fourcade N. et Mahieu R. (2003)**, « Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990 », *document de travail*, Insee, n° G2003/04.

**Cahuc P. et Granier P. éds (1997)**, *La réduction de la durée du travail : une solution pour l'emploi ?*, Éditions Économica.

**Charpin J.-M. et Mairesse J. (1978)**, « Réduction de la durée du travail et chômage. Éléments de réflexion en forme de modèle », *Revue économique*, numéro spécial *Emploi et Chômage*, avant-propos de J. Mairesse, vol. 29, n° 1, pp. 189-206.

**Commissariat général du Plan (2001)**, *Réduction du temps de travail : les enseignements de l'observation*, La documentation Française.

**Husson M. (2002)**, « Réduction du temps de travail et emploi : une nouvelle évaluation », *La Revue de l'Ires*, n° 38, pp. 79-108.

**Freyssinet J. (1997)**, « La loi Robien : rupture qualitative ou aubaine éphémère ? », *La Revue de l'Ires*, n° 23, pp. 5-35.

---

