

Les effets sur l'emploi de la loi du 11 juin 1996 sur la réduction du temps de travail

Murielle Fiole et Muriel Roger*

De nombreux travaux économétriques ont cherché à évaluer l'impact des politiques de réduction du temps de travail *ex ante* et à expliciter les conditions de réussite de ces politiques. Peu d'éléments sont, en revanche, disponibles sur des évaluations *ex post*. Cette seconde voie est choisie pour évaluer les effets sur l'emploi de la loi du 11 juin 1996 (dite « loi Robien ») sur la réduction du temps de travail, en confrontant des données disponibles sur les établissements ayant décidé d'entrer dans ce processus avec d'autres sources de données (Acemo, Unedic, Diane).

Les caractéristiques qui différencient les établissements ayant signé une convention offensive dans le cadre de la loi du 11 juin 1996 des autres, ne sont pas les mêmes selon que l'on compare ces établissements avec des établissements n'ayant pas encore réduit leur durée du travail en septembre 2001 (premier groupe de comparaison) ou des établissements ayant réduit leur durée du travail, mais seulement après janvier 2000 (deuxième groupe de comparaison). Dans le premier cas, les éléments importants sont la taille, l'évolution antérieure des effectifs et le coût du travail alors que dans le second, les différences sont plutôt liées à la santé économique et financière des entreprises. Ces différences mettent en évidence l'existence d'une sélection des établissements ou des entreprises lors de l'entrée dans le dispositif de réduction du temps de travail.

Compte tenu des différences fortes entre les établissements ayant réduit leur durée dans le cadre de la loi du 11 juin 1996 et ceux n'ayant pas encore réduit leur temps de travail en septembre 2001, seule est conservée l'estimation de l'effet emploi du dispositif calculée pour le second groupe de comparaison. On montre alors que, sur la période de mise en place du dispositif, la croissance des effectifs des établissements ayant réduit leur durée dans le cadre de la loi du 11 juin 1996 est significativement plus élevée que celle des autres, même après la prise en compte du biais de sélection.

* Murielle Fiole et Muriel Roger appartenaient à la Dares au moment de la rédaction de cet article. Actuellement, Murielle Fiole appartient au Ses du Ministère de l'Équipement, des transports, du logement, du tourisme et de la mer et Muriel Roger à l'Inra Paris-Jourdan. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Le mouvement de réduction du temps de travail récent s'inscrit dans une tendance historique. Pour s'en tenir aux quarante dernières années, la durée hebdomadaire du travail des salariés à temps complet est passée, dans les secteurs marchands, de 45 heures par semaine en moyenne en 1960 à 39 heures à partir du milieu des années 1980, après la baisse de la durée légale de 40 à 39 heures en 1982. Du fait des dispositions d'incitations à la réduction du temps de travail prévues par la loi du 11 juin 1996 (1) puis par celle du 13 juin 1998 (2) et de l'abaissement de la durée légale à 35 heures pour les entreprises de plus de 20 salariés au début de l'année 2000 et de moins de 20 salariés au début de l'année 2002, la durée hebdomadaire moyenne des salariés à temps complet n'était plus que de 36,6 heures fin 2000 (Passeiron, 2002).

La baisse de la durée, longtemps considérée comme un instrument d'amélioration des conditions de travail, a aussi participé à une profonde transformation des conditions de vie. Depuis plus d'un siècle, la réduction du temps de travail a accompagné la croissance économique. Pour des auteurs comme Cette et Taddei (1998), ce sont les formidables gains de productivité enregistrés durant cette période qui ont permis cette réduction et le dépassement de toutes les contraintes conjoncturelles de financement. Toutefois, comme l'illustrent Bourdieu et Reynaud (2002) pour le 19^e siècle, la baisse de la durée est un phénomène complexe. À cette époque, la législation sur la réduction du temps de travail a été mise en place suite à la prise de conscience par les acteurs sociaux des effets externes engendrés par la longueur des journées de travail sur la santé publique. Cette prise de conscience a contraint les employeurs à modifier leur horizon temporel et à penser que la réduction de la durée du travail n'était pas nécessairement incompatible avec la compétitivité des entreprises, et qu'à long terme, selon une logique d'efficience, disposer d'une main-d'œuvre en meilleure santé pourrait permettre de réaliser des gains de productivité.

Les lois actuelles sur la réduction de la durée du temps de travail ont relancé le débat sur l'opportunité d'une intervention publique incitant à une forte réduction de la durée. À la suite de la persistance d'un niveau de chômage élevé depuis la fin des années 1970, la réduction du temps de travail n'est plus uniquement considérée comme un instrument d'amélioration des conditions de vie des travailleurs, mais elle constitue surtout un outil de partage du travail. Pour Freyssinet

(1997), une stratégie s'est dessinée durant les années 1980 ayant pour but de coupler une forte réduction de la durée du travail, dont on attend des effets positifs sur l'emploi, et un aménagement du temps de travail qui, lié à une réorganisation de la production, doit être source de gains de productivité. Dans ce cadre, les incitations financières mises en place au cours des dernières années en faveur des établissements ou des entreprises choisissant d'entrer dans un dispositif de réduction du temps de travail visent à les faire bénéficier d'une partie des externalités que ces entreprises ou établissements engendrent pour la collectivité.

Dans la loi du 11 juin 1996 sur la réduction du temps de travail, les incitations financières à la réduction de la durée ont pris la forme de dégrèvements d'une partie des cotisations sociales auxquelles sont soumis les employeurs. Compte tenu du coût induit sur la collectivité par ces allègements, l'opportunité et l'efficacité d'une telle politique en termes de création d'emplois ont donné lieu à de nombreux débats. L'objectif de cet article est d'apporter des éléments de réponse à ce débat en utilisant les outils méthodologiques développés récemment pour l'évaluation des politiques publiques pour l'emploi (Heckman, Lalonde et Smith, 1999) (3). Comme le souligne Magnac (2000), ces outils ne fournissent toutefois qu'un jugement quantitatif global qui ne constitue qu'une partie du travail d'évaluation des politiques publiques.

Le lien entre la réduction du temps de travail et le niveau d'emploi est complexe. La réduction de la durée du travail n'accroît l'emploi que si elle s'accompagne du maintien du volume d'heures de travail demandé par les entreprises. Or, dans une optique de long terme, ce volume d'heures dépend de la productivité et du coût du travail qui sont eux-mêmes affectés par la durée. De nombreux travaux ont décrit les effets potentiels d'une réduction collective du temps de travail sur l'emploi et ont défini les conditions strictes, au niveau des entreprises, du succès d'une telle politique (CGP, 1993 ; D'Autume et Cahuc, 1997 ; Cette et Taddei, 1998 ; Cette et Gubian, 1998 ; Dares, 1998).

1. Dite « loi Robien ».

2. Dite « loi Aubry I ».

3. Une évaluation de la loi de réduction du temps de travail de 1982, par des méthodes proches, a été réalisée par Crépon et Kramarz (2001). Toutefois, la problématique pour la loi du 11 juin 1996 est quelque peu différente puisque la réduction du temps de travail est non obligatoire et ne découle pas d'une modification des normes générales de durée du travail comme cela avait été le cas en 1982, mais plutôt d'incitations financières ciblées.

L'efficacité d'une politique de baisse de la durée du travail est fonction, en particulier, des réorganisations du travail, de la modification de la durée d'utilisation des équipements et des gains de productivité horaire qu'elle induit ainsi que du niveau de compensation salariale. La mise en place de subventions à la réduction du temps de travail peut être un moyen d'aider les entreprises à faire face aux différents coûts inhérents à la réduction de la durée et peut ainsi constituer un moyen d'accroître les créations d'emploi. Toutefois, si l'évolution des effectifs des établissements ayant signé une convention de réduction du temps de travail est identique à celle qu'ils auraient eue en dehors du dispositif, les aides incitatives versées en contrepartie des engagements en termes d'emploi aux établissements signataires sont de purs effets d'aubaine. À l'opposé, si le supplément de croissance de l'emploi de ces établissements est conforme à celui attendu, l'objectif poursuivi est atteint.

Les établissements ayant signé une convention de réduction de la durée du travail dans le cadre de la loi du 11 juin 1996 (cf. *infra*) ont déjà réduit la durée hebdomadaire collective des salariés à temps complet. Il est donc possible de tenter de premières évaluations *ex post* de l'effet de la loi sur l'emploi. L'évaluation de l'effet sur l'emploi de la loi du 11 juin 1996 est une évaluation globale du dispositif dans ses deux composantes : baisse de la durée et aides incitatives. Elle ne permet pas d'identifier de façon distincte l'effet sur l'emploi de la baisse de la durée et des baisses de cotisations dont ont bénéficié les établissements. Elle a pour unique objectif d'évaluer, au niveau microéconomique, l'adéquation des résultats en termes de hausse de l'emploi avec les objectifs de la loi.

Un volet offensif et un volet défensif

Approuvée en première lecture le 23 novembre 1995 par l'Assemblée Nationale, la proposition de loi, d'origine parlementaire, ne vise au départ qu'à relancer l'utilisation de l'article 39 de la loi quinquennale « relative au travail, à l'emploi et à la formation professionnelle » de 1993. L'article 39 prévoit une compensation partielle des cotisations sociales de l'employeur pendant trois ans en cas de signature d'un accord d'annualisation (4) comportant une clause de réduction de l'horaire de travail des salariés et des embauches compensatrices. Dans le cadre de la loi de 1993, les conditions d'accès au dispositif sont relativement strictes et, en particulier, les accords doivent inclure une clause de réduction des salaires. La proposition de loi de novembre

1995 assouplit les conditions de mise en œuvre (suppression de l'obligation de se situer dans le cadre d'un accord d'annualisation, suppression de la contrainte de réduction des salaires) et renforce les incitations financières pour les entreprises. De plus, le dispositif, conçu initialement comme expérimental, est pérennisé (5).

La loi n° 96-502 du 11 juin 1996, abrogée par la loi n° 98-461 du 13 juin 1998, institue donc un système d'aides aux entreprises qui réalisent une réduction collective de la durée du travail en vue de favoriser l'emploi ou d'en limiter ses pertes. Le paiement des aides fait suite à la signature d'une convention entre l'État et l'entreprise ou l'établissement ; cette convention doit être précédée d'un accord entre les partenaires sociaux. Le dispositif comprend un volet *offensif*, destiné à créer des emplois et un volet *défensif*, qui vise à éviter des licenciements économiques.

L'entreprise ou l'établissement qui réduit d'au moins 10 % la durée de travail de tout ou partie de ses salariés bénéficie d'un allègement des cotisations sociales patronales correspondantes de 40 % la première année, et de 30 % les six années suivantes. Si cette réduction du temps de travail atteint ou dépasse 15 %, l'allègement est de 50 % la première année, de 40 % les années suivantes. Pour le volet offensif, l'allègement des cotisations sociales est subordonné à l'augmentation des effectifs de l'entreprise : de 10 % en cas d'une réduction du temps de travail de 10 % ; de 15 % en cas d'une réduction de 15 % ou plus. Le nouveau niveau d'emploi doit être maintenu pendant au moins deux ans. Pour le volet défensif, l'allègement bénéficie aux entreprises ou établissements qui réduisent la durée du travail afin d'éviter des licenciements prévus dans le cadre d'une procédure collective de licenciements économiques et qui s'engagent à maintenir les effectifs couverts pour une durée déterminée, fixée par la convention. Les engagements quant au maintien de l'emploi sont de 10 % (respectivement 15 %) des effectifs concernés en cas de réduction de la durée du travail de 10 % (respectivement 15 %).

Près de 3 000 conventions signées sur les deux ans d'application de la loi

Au cours des deux années d'application de la loi du 11 juin 1996, le dispositif d'incitation à la réduction collective du temps de travail a

4. Organisation du travail résultant d'une répartition de la durée du travail sur tout ou partie de l'année.

5. Une présentation plus complète du dispositif est donnée dans Freyssinet (1997).

conduit à la signature de 2 953 conventions État-entreprise, concernant 280 000 salariés. Les conventions permettent de valider les accords conclus entre les partenaires sociaux d'un établissement ou d'une entreprise et déclenchent le bénéfice des allègements de cotisation ; elles s'accompagnent de fiches statistiques qui décrivent à la fois les caractéristiques des unités signataires et les modalités de la réduction collective du temps de travail (6). Les conventions ayant pour objet de développer l'emploi, dites offensives, sont les plus nombreuses et représentent 62 % des salariés concernés par le dispositif. Les conventions défensives signées pour éviter des licenciements économiques, concernent des unités plus importantes et se trouvent surtout dans le secteur industriel. La réduction du temps de travail est souvent l'occasion d'une réorganisation du travail, avec une modulation du temps de travail (7), une augmentation des horaires d'ouverture ou un allongement de la durée d'utilisation des équipements.

Lors de la signature de l'accord et de la convention, les établissements affichent leurs intentions de baisse de la durée. En utilisant les enquêtes Acemo (8), il est possible de calculer, pour les établissements ayant signé une convention de réduction du temps de travail, une durée hebdomadaire du travail des salariés à temps

complet (9). La durée hebdomadaire moyenne des établissements ayant signé une convention dans le cadre de la loi du 11 juin 1996 passe ainsi d'un niveau proche de 39 heures avant la mise en œuvre de la loi, au 3^e trimestre 1996, à un niveau légèrement supérieur à 35 heures au 3^e trimestre 1998 soit un trimestre après l'abrogation de la loi (cf. graphique I), alors que la durée hebdomadaire moyenne de l'ensemble des salariés à temps complet, calculée à partir des réponses des établissements Acemo est, depuis 1983, stable et proche de 39 heures (10).

6. Une analyse statistique détaillée des conventions signées dans le cadre de la loi du 11 juin 1996 est donnée dans Doisneau (1998).

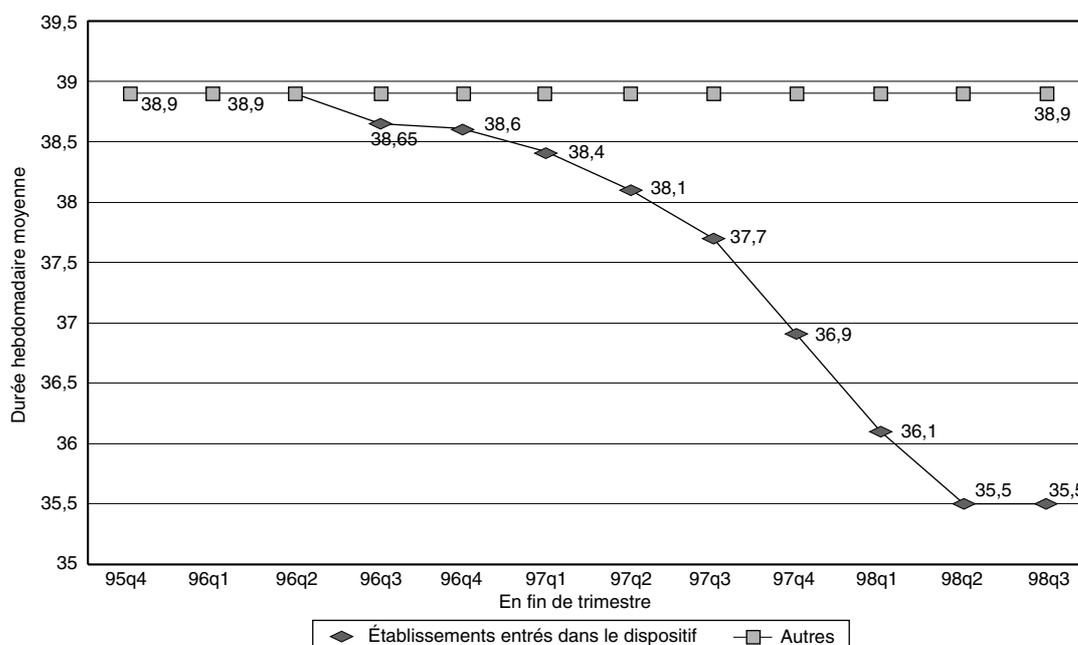
7. Ce dispositif est un mode d'organisation du travail qui permet d'adapter les horaires à l'activité par l'alternance de périodes hautes et basses. Il se traduit par une grande flexibilité de l'aménagement du temps de travail et permet d'éviter le paiement des heures supplémentaires en période haute et le recours au chômage partiel en période basse.

8. Pour une présentation des enquêtes trimestrielles Acemo (« Activité et condition d'emploi de la main-d'œuvre »), se reporter à l'annexe.

9. Les récentes lois relatives à la réduction du temps de travail ont soulevé de nombreux débats quant aux différentes définitions de la durée du travail (Bloch-London, 2000). Ces questions ne seront pas abordées ici. La seule définition retenue est celle de la durée hebdomadaire du travail des salariés à temps complet, déterminée à partir des déclarations des établissements dans l'enquête Acemo.

10. Toutefois, la plupart des établissements donnent comme réponse une durée normative (le plus fréquemment 39 heures), souvent sans tenir compte des différences entre bureaux ou ateliers au sein de l'établissement, ni des aléas conjoncturels.

Graphique I
Durée hebdomadaire moyenne de travail par type d'établissement



Lecture : l'évolution des indices de durée correspondant aux établissements ayant réduit leur durée du travail comprend à la fois un effet de diffusion, les établissements entrant dans le dispositif progressivement (fin 1997, 73 % des conventions ont été signées), et un effet de mise en œuvre de la réduction du temps de travail.

Source : confrontation des fichiers des conventions et des enquêtes Acemo.

La baisse de cet indicateur de la durée, issu des enquêtes trimestrielles, est ainsi de l'ordre de 9 %, ce qui correspond approximativement aux déclarations faites par les établissements. En effet, dans le fichier des conventions relatives à la loi du 11 juin 1996, la réduction du temps de travail est plus souvent de 10 % (86 % des salariés), que de 15 % (6 % des salariés), les autres établissements combinant ces deux modalités. Pour les unités qui ont prévu une réduction hebdomadaire du temps de travail (57 % des conventions), cela se traduit généralement par une baisse de quatre heures ou plus de la durée hebdomadaire, sans obligation d'atteindre 35 heures (ce que la loi de 1996 n'exigeait pas). Dans le fichier des conventions, l'engagement de réduction du temps de travail est, à la signature de la convention, de 10 % pour plus de 90 % des salariés concernés, supérieur pour les autres. La légère différence entre le chiffre calculé à partir des conventions (un peu plus de 10 %) et celui estimé à partir des enquêtes Acemo (environ 9 %) peut s'expliquer par la présence dans les établissements interrogés d'effectifs non concernés par la baisse de la durée du travail.

Ces premiers résultats permettent d'apprécier les effets des accords conclus sur la durée moyenne du travail hebdomadaire des salariés à temps complet. Au-delà, et compte-tenu des objectifs de partage du travail affichés par la loi du 11 juin 1996, la question importante des effets sur l'emploi reste posée. Comme pour la durée, les engagements des établissements en termes d'emploi lors de la signature des conventions (11) restent des déclarations d'intention. L'évaluation des effets sur l'emploi d'une baisse de la durée doit donc s'opérer à partir des changements réellement observés dans les sources de données d'établissements.

Une évaluation *ex post* fondée sur plusieurs sources

L'évaluation *ex post* des effets sur l'emploi de la loi du 11 juin 1996 a nécessité l'appariement de plusieurs sources de données distinctes (12) :

- des données statistiques relatives aux établissements ayant réduit leur durée de travail dans le cadre de la loi du 11 juin 1996, mais aussi dans le cadre des lois du 13 juin 1998 d'orientation et d'incitation relative à la réduction du temps de travail et du 19 janvier 2000 relative à la réduction négociée du temps de travail (sources Dares-MES). Ces données fournissent des

informations sur l'ensemble des établissements susceptibles d'avoir réduit leur durée du travail entre 1993 et 1999 ;

- des données issues des fichiers de l'Unedic et relatives à l'évolution des effectifs de l'ensemble des établissements pérennes sur la période 1993-1999 ;
- des données issues des bilans des entreprises (valeur ajoutée, coût du travail, rentabilité financière, etc.), disponibles sur la période 1993-1995, soit avant la mise en place du dispositif (panel Diane, Dares).

Dans la lignée des développements récents de la littérature économique sur l'évaluation, la méthode choisie pour estimer les effets sur l'emploi consiste essentiellement en une comparaison de l'évolution des effectifs des établissements ayant signé un accord de réduction du temps de travail (groupe de traitement) avec celle des établissements ayant laissé leur durée inchangée et présentant des caractéristiques voisines (échantillon témoin) entre 1996 et 1999 (cf. *infra*). Comme le soulignent Heckman, Lalonde et Smith (1999), une attention particulière doit être portée à la construction des groupes de traitement et de contrôle et au choix d'un estimateur approprié à la définition de ces groupes.

Dans le cadre de la loi du 11 juin 1996, une distinction importante existe entre les différents établissements ayant choisi d'entrer dans le dispositif. Comme il a été souligné précédemment, la loi autorise la signature de deux types de conventions de réduction du temps de travail : les conventions dites offensives et les conventions dites défensives. Pour les premières, toutes les entreprises ou tous les établissements peuvent signer une convention dès lors qu'ils s'engagent à réduire de 10 % la durée du travail initiale (décret n° 96-721 du 14 août 1996). En effet, les conditions spécifiques exigées des entreprises ou des établissements quant au statut ou à l'appartenance à un secteur d'activité pour être éligible au dispositif sont minimales (13). Pour les conventions défensives, le champ d'applica-

11. L'engagement déclaré dans les fichiers des conventions en termes d'embauches est de 11,7 % des effectifs concernés. La part des licenciements évités est de 12,6 %.

12. Une présentation détaillée des sources utilisées est fournie en annexe.

13. Les établissements agricoles, industriels ou commerciaux, les établissements publics ou privés, les offices publics et ministériels, les professions libérales, les sociétés civiles, les syndicats professionnels ou les associations de quelque nature que ce soit peuvent conclure ce type de convention.

tion de la loi est beaucoup plus restrictif ; ne peuvent signer une telle convention que les établissements ou les entreprises en voie de déposer un plan social. L'engagement n'est plus alors soumis aux emplois créés mais aux licenciements évités.

En dehors des établissements ayant signé une convention défensive dans le cadre du dispositif, on ne dispose pas d'informations sur l'existence ou non d'un plan social ou le risque de mise en place d'un tel plan pour les autres établissements. De ce fait, il n'est donc pas possible de construire un groupe de comparaison pertinent dans le cas des conventions défensives. Dans la suite, on traitera uniquement le cas des conventions offensives puisqu'il n'a pas été envisageable de traiter globalement les deux volets de la loi (offensif/défensif) pour des raisons de comportements économiques *a priori* très différenciés.

Après appariement et nettoyage des données (cf. annexe), l'échantillon composé des établissements ayant signé une convention offensive dans le cadre de la loi du 11 juin 1996, noté par la suite « groupe de traitement » ou « échantillon Robien », contient 593 établissements de plus de 10 salariés (14) en 1993 pour lesquels les effectifs sont connus entre 1993 et 1999 et pour lesquels les données issues des bilans d'entreprise sont disponibles.

Deux groupes de comparaison

Compte tenu des termes peu restrictifs de la loi concernant les établissements pouvant signer une convention offensive, tous les établissements disponibles dans la base de données (une fois exclus les établissements ayant signé une convention de réduction du temps de travail dans le cadre de la loi du 11 juin 1996) entrent dans son champ d'application. Ils sont donc susceptibles de pouvoir appartenir au groupe de comparaison, tout du moins sur le critère d'éligibilité au dispositif.

Toutefois, les établissements ou les entreprises ayant signé une convention de réduction du temps de travail dans le cadre de la loi du 13 juin 1998 ont été exclus. En effet, ces établissements ou ces entreprises sont susceptibles d'avoir réduit leur durée du travail entre 1998 et 1999. Ils ne peuvent donc servir d'éléments de comparaison, étant eux-mêmes entrés dans un dispositif de réduction du temps de travail pendant la période 1996-1999 étudiée.

Compte tenu de l'hétérogénéité des établissements restant dans l'échantillon et afin de tester la robustesse des estimations, deux groupes de comparaison ont été construits. Le critère de choix retenu est le comportement ultérieur de ces établissements quant à la réduction du temps de travail. Compte tenu du dispositif que l'on cherche à évaluer, ce critère est apparu comme étant un de ceux susceptibles de rendre compte de l'hétérogénéité potentielle des comportements des établissements vis-à-vis de la réduction de la durée.

Le premier groupe de comparaison (échantillon témoin 1) est constitué des établissements recensés comme n'ayant signé aucun accord ou convention de réduction du temps de travail en septembre 2001 (15). Le second (échantillon témoin 2) est constitué des établissements recensés comme ayant réduit leur durée du travail après janvier 2000 et n'ayant bénéficié d'aucun système d'aides incitatives. Comme pour le groupe de traitement, seuls sont retenus les établissements de plus de 10 salariés en 1993 pour lesquels les effectifs sont connus entre 1993 et 1999 et pour lesquels les données issues des bilans d'entreprise sont disponibles. Le premier échantillon témoin est composé de 41 064 établissements, le second de 6 851.

Des taux de croissance de l'emploi très différents pour les trois groupes retenus

Les taux de croissance moyens de l'emploi dans les établissements entre 1993 (16) et 1999 sont très différents pour les trois groupes retenus (cf. graphique II). Afin d'avoir une idée de la représentativité des données, ces taux de croissance sont comparés à ceux fournis par l'Unedic sur la même période. En moyenne, le taux de croissance de l'ensemble des établissements français entre 1993 et 1999 est de 10,7 %. Les deux échantillons témoins retenus présentent des taux de croissance plus faible pour l'échantillon 1 (2,2 % à peine) et plus fort pour l'échantillon 2 (11,9 %). Les établissements

14. L'étude est restreinte aux établissements de plus de 10 salariés suite aux problèmes de représentativité du fichier « Diane » pour les petites entreprises (en particulier pour les moins de 5 salariés (Saint Martin, 2002)) et du peu de robustesse des résultats obtenus lorsque l'on travaille sur les petits établissements.

15. Le fichier permettant le suivi de la montée en charge des entreprises et des établissements passés à 35 heures à la suite de l'adoption de la loi n° 2000-37 du 19 janvier 2000 étant un fichier « dynamique » (cf. annexe), les résultats obtenus peuvent varier avec la date retenue pour les études.

16. La période d'étude a été choisie entre 1993 et 1999, afin d'éviter la récession de 1992 et la baisse de la durée légale pour les entreprises de plus de 20 salariés en 2000.

retenus dans les échantillons sont des établissements pérennes sur la période 1993-1999, ce qui peut expliquer le taux de croissance particulièrement faible du premier groupe de comparaison. Pour les établissements ayant signé une convention offensive dans le cadre de cette loi, le taux de croissance sur la période étudiée est en moyenne de 23,6 %.

Au regard de l'évolution des effectifs des différents échantillons avant la mise en place du dispositif de réduction du temps de travail, l'évolution *ex ante* moyenne des effectifs des établissements du groupe témoin 1 est beaucoup plus faible que celle des établissements ayant signé une convention offensive de réduction du temps de travail (cf. tableau 1). Le fort taux de croissance entre 1996 et 1999 des établissements du groupe de traitement, comparativement aux taux de croissance des établissements de l'échantillon 1, peut donc être dû, en partie ou même en totalité, à une différence de caractéristiques entre ces deux types d'établissements qui daterait d'avant 1996. Par conséquent, évaluer l'effet sur l'emploi de la réduction du temps de travail en comparant directement les évolutions des effectifs dans les

établissements ayant mis en place le dispositif et les autres conduirait vraisemblablement à une surestimation de l'impact sur l'emploi. L'estimation des effets sur l'emploi de la loi doit donc tenir compte de ces effets de sélectivité à l'entrée dans le dispositif (cf. *infra*).

La comparaison des taux de croissance des établissements du groupe de traitement et des établissements composant le second échantillon témoin soulève un problème supplémentaire : les taux de croissance des effectifs des deux groupes sont, en moyenne, presque identiques entre 1993 et 1994 et entre 1993 et 1996. Mais on peut observer entre 1994 et 1995 un ralentis-

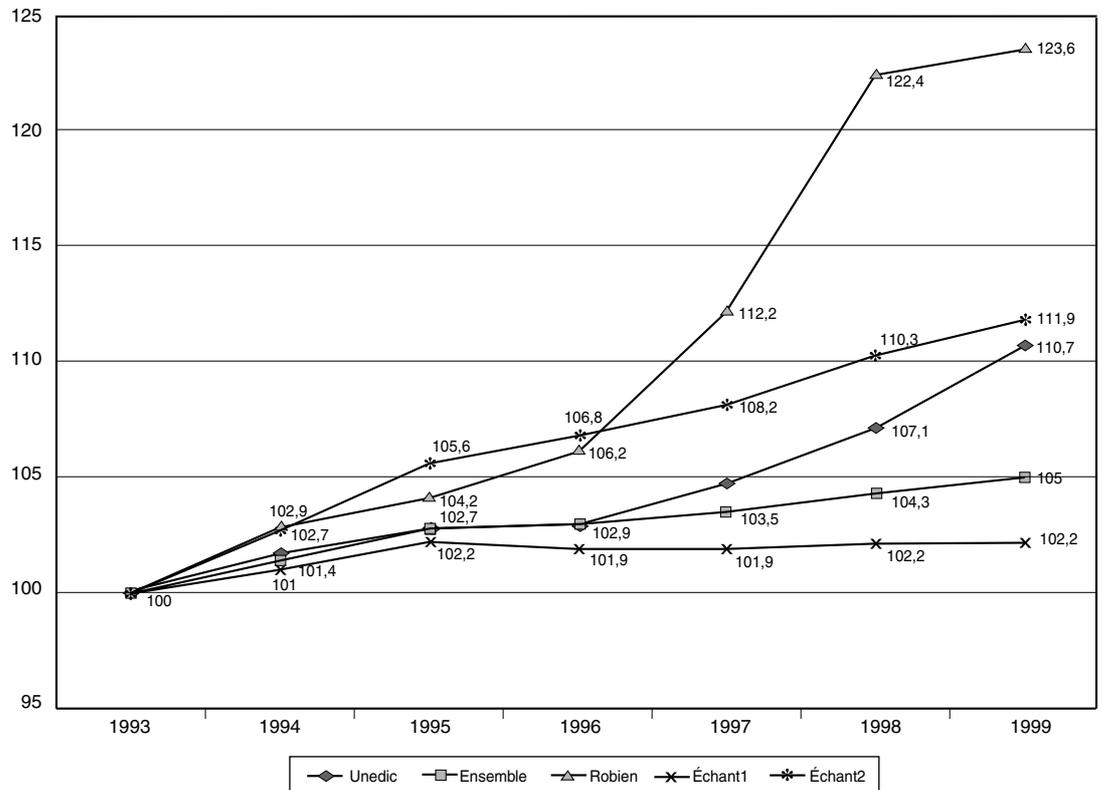
Tableau 1
Évolution *ex ante* des effectifs

En %

	Taux de croissance 1993-1995	Taux de croissance 1993-1996
Échantillon « Robien »	4,2	6,2
Échantillon témoin 1	2,2	1,9
Échantillon témoin 2	5,6	6,8

Sources : Dares-MES, Unedic et Diane

Graphique II
Évolution des effectifs par type d'établissement



Source : confrontation des fichiers Dares-MES, Unedic et Diane.

sement de la croissance des établissements ayant signé une convention offensive entre 1994 et 1995 puis un rattrapage entre 1995 et 1996. La loi étudiée ayant été approuvée en première lecture à l'Assemblée Nationale fin 1995, il est possible que les établissements ayant décidé d'entrer dans le dispositif aient eu un comportement que l'on peut qualifier « d'attentiste » à la fin de l'année 1995. Afin d'éviter tout problème d'anticipation de la loi, les estimations seront donc effectuées en prenant comme année de référence l'année 1994.

Une hypothèse pour corriger le biais de sélection

L'objectif poursuivi dans cet article est de déterminer l'effet micro-économique sur l'emploi de la mise en place d'un dispositif de réduction du temps de travail. Pour les estimations économétriques, le critère retenu comme critère d'évolution de l'emploi est la différence des logarithmes des effectifs d'un établissement entre une date t postérieure à la mesure (1999) et une date de référence r antérieure à la mesure (1994, pour les raisons évoquées précédemment) (17). Dans ce cadre, le problème posé revient en fait à déterminer, dans l'évolution des effectifs des établissements ayant signé une convention de réduction du temps de travail, ce qui est dû au dispositif et ce qui est dû à la croissance propre des établissements.

Pour un établissement donné, on note Y_1 l'évolution attendue de ses effectifs s'il passe par le dispositif et Y_0 l'évolution attendue de ses effectifs s'il n'y passe pas. Si ces deux variables étaient observables pour tous les établissements, l'effet moyen de la mesure de réduction du temps de travail serait donné par $E(Y_1 - Y_0)$. Le problème fondamental, pour l'évaluation, est qu'il n'est pas possible d'observer simultanément ces deux quantités pour un même établissement. La différence des moyennes des effectifs des établissements du groupe de traitement (établissements entrés dans le dispositif de réduction du temps de travail) et du groupe de comparaison (échantillons témoins 1 ou 2) donne un estimateur, mais biaisé, de $E(Y_1 - Y_0)$. En effet, soit $E(\Delta)$ cet estimateur,

$$\begin{aligned} E(\Delta) &= E(Y_1 | D = 1) - E(Y_0 | D = 0) \\ &= E(Y_1 - Y_0) + [E(Y_1 | D = 1) - E(Y_1)] \\ &\quad + [E(Y_0 | D = 0) - E(Y_0)] \end{aligned}$$

avec D variable indicatrice prenant la valeur $D = 1$ pour les établissements ayant signé une

convention de réduction du temps de travail offensive dans le cadre du dispositif du 11 juin 1996 et $D = 0$ pour les autres. L'effet moyen de la mesure $E(Y_1 - Y_0)$ est donc égal à l'effet observé $E(\Delta)$ moins un biais de sélection. Le biais est strictement différent de zéro si les choix d'entrée dans le dispositif de réduction du temps de travail ne sont pas indépendants des caractéristiques des entreprises ; c'est-à-dire si l'hypothèse $(Y_1, Y_0) \perp D$ (18) n'est pas vérifiée (19).

Compte tenu de l'existence de ce biais, l'estimation de l'effet du dispositif sur l'emploi nécessite des hypothèses sur la nature de la relation entre (Y_1, Y_0) et D . La méthode de correction du biais de sélection sur données observables utilisée dans cet article repose sur une hypothèse importante, à savoir que si l'on prend deux établissements, l'un ayant signé une convention offensive dans le cadre de la loi du 11 juin 1996 et l'autre pas, semblables pour un nombre donné de caractéristiques, ces établissements :

- auraient eu une évolution identique de leurs effectifs s'ils étaient entrés tous les deux dans un dispositif de réduction du temps de travail ;
- auraient eu une évolution identique de leurs effectifs si aucun d'entre eux n'était entré dans un dispositif de réduction du temps de travail.

L'estimateur utilisé est donné en encadré 1.

Deux remarques importantes doivent être faites. D'une part, comme on l'a déjà souligné, l'effet emploi estimé est la résultante d'un dispositif alliant baisse de la durée du travail et forte baisse des charges sociales patronales des entreprises. D'autre part, les effets mesurés sont des effets emploi directs. Les estimations sont réalisées sous l'hypothèse que la loi du 11 juin 1996 est une mesure suffisamment partielle pour ne pas induire de modifications du comportement des autres établissements, soit par modification de l'environnement économique dans lequel les firmes évoluent, soit par anticipation de changements touchant directement à la gestion de la main-d'œuvre de toutes les entreprises. Compte tenu de la faible proportion d'établissements ayant signé une convention dans le cadre de la loi du 11 juin 1996, la première hypothèse est considérée comme valide par la suite. Il semble

17. Le choix de travailler sur la variable d'intérêt en différence permet de contrôler les effets fixes individuels.

18. Le symbole « \perp » signifie « est indépendant de ».

19. En particulier, une simple régression $Y = X\beta + \alpha D + U$ de l'évolution des effectifs des établissements sur la variable D et un ensemble de variables explicatives X donne un estimateur α biaisé de la mesure suite à la corrélation entre U et D .

plus difficile d'accepter la seconde sans discussion. En effet, l'annonce puis la signature de la loi du 13 juin 1998 d'orientation et d'incitation relative à la réduction du temps de travail peuvent avoir modifié les comportements d'embauches des établissements des échantillons témoins. C'est pourquoi, les résultats obtenus devront être interprétés avec prudence.

L'influence du coût du travail et de la rentabilité financière des établissements

Compte tenu de la méthode empirique choisie, la probabilité de signer une convention offen-

sive de réduction du temps de travail est un élément important lorsque l'on cherche à estimer les effets sur l'emploi de la loi du 11 juin 1996. Les variables pertinentes, pour l'estimation de l'équation de sélection, sont données par la théorie économique. Même si l'impact sur l'emploi des politiques de réduction du temps de travail reste controversé, un certain consensus se dégage, dans la littérature économique (20), sur l'importance de caractéristiques comme l'orga-

20. Voir Calmfors et Hoel (1989), Cahuc et Granier (1994) et Cette et Gubian (1997) pour un panorama des arguments et des principaux résultats théoriques concernant l'impact d'une réduction du temps de travail sur la demande de travail.

Encadré 1

L'ESTIMATEUR PONDÉRÉ

Pour un établissement donné, on note Y_1 l'évolution attendue de ses effectifs s'il passe par le dispositif et Y_0 l'évolution attendue de ses effectifs s'il n'y passe pas. De façon traditionnelle dans la littérature économique sur l'évaluation (Heckman *et al.* 1999), on suppose que :

- Les variables d'intérêt Y_0 et Y_1 peuvent être exprimées en fonction de variables de conditionnement X par :

$$Y_1 = \mu_1(X) + U_1 \quad (H_1)$$

$$Y_0 = \mu_0(X) + U_0 \quad (H_2)$$

Pour chaque établissement, l'évolution des effectifs observée est donc égale à Y avec $Y = D Y_1 + (1 - D) Y_0$. Dans ce cadre, conditionnellement à X , l'effet moyen induit par la mise en place de la réduction du temps de travail est donné par :

$$E(Y_1 - Y_0|X) = \mu_1(X) - \mu_0(X) + E(U_1 - U_0|X)$$

Avec $E(\cdot)$ l'espérance mathématique conditionnelle d'une variable aléatoire, étant donnée la réalisation d'une ou plusieurs autres variables aléatoires

- Les variables explicatives X ne sont pas déterminées par D , c'est-à-dire soit X le vecteur des variables de conditionnement et Y^p le vecteur des évolutions des effectifs potentiel ($p = 0, 1$) alors :

$$f(X|D, Y^p) = f(X|Y^p) \quad (H_3)$$

- Il y a indépendance conditionnelle des variables d'évolution des effectifs (1) par rapport à D sachant X , c'est-à-dire : à variables explicatives identiques, le rendement potentiel pour les établissements entrés dans le dispositif ou non est indépendant du fait qu'ils se trouvent dans l'une ou l'autre des catégories (différence de rendement fonction uniquement du fait de subir ou non la mesure). Cette hypothèse s'écrit :

$$(Y_1, Y_0) \perp D | X \quad (H_4)$$

Sous ces hypothèses, il est possible de construire des estimateurs de l'effet moyen du dispositif de réduction du temps de travail étudié. On ne présente ici que'un seul de ces estimateurs, mis en œuvre dans la partie

empirique (2) : l'estimateur pondéré (selon la dénomination de Crépon et lung, 1999).

Sous l'hypothèse d'indépendance conditionnelle (H_4), l'effet $E(\Delta|X)$ du dispositif du 11 juin 1996 sur l'évolution de l'emploi peut être estimé simplement en comparant les moyennes des performances des établissements, pondérées par un poids fonction des caractéristiques propres à ces établissements et qui influencent leur probabilité d'entrée dans le processus de réduction du temps de travail (Dehejia et Whaba, 2002 ; Crépon et lung, 1999). Pour $P(X) = Pr(D = 1 | X)$:

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

soit :

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

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

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

1. Cette hypothèse est généralement faite sur les variables en niveau. Toutefois, Crépon et lung (1999) montrent que lorsqu'on peut éliminer, par différentiation, l'effet individuel inobservable intervenant dans la liste des variables de conditionnement des variables d'intérêt, on obtient une relation d'indépendance conditionnelle entre les variables d'intérêt en évolution et la variable de traitement, conditionnellement à des observables.

2. Des estimations complémentaires afin de tester la robustesse des résultats ont été effectuées à l'aide de l'estimateur par régression (Crépon et lung, 1999). Les résultats, analogues à ceux obtenus avec l'estimateur par pondération, n'ont pas été reportés ici.

nisation ou le coût du travail. Dans la suite, on retiendra, en dehors des variables de contrôle de taille et de secteur, quatre caractéristiques des établissements pouvant jouer sur leur décision de mettre en place une politique de réduction du temps de travail : la productivité du capital, la productivité du travail, les coûts salariaux et la rentabilité financière. Ces différents éléments peuvent être mesurés à partir des variables disponibles dans les fichiers de données d'entreprises :

- la productivité du capital est mesurée par le ratio, en logarithme, de la valeur ajoutée brute sur le montant des immobilisations corporelles ;
- la productivité du travail est mesurée par le ratio, en logarithme, de la valeur ajoutée brute par tête ;
- le coût du travail est donné par le ratio de la masse salariale sur les effectifs ;
- la rentabilité financière est mesurée par le rapport du résultat net sur les capitaux propres.

Sans prétendre à l'exhaustivité, on s'appuiera sur les résultats des modèles théoriques pour expliquer le choix de ces variables et interpréter les résultats des estimations.

Les statistiques descriptives font apparaître un certain nombre de différences entre le groupe de traitement et les différents échantillons témoins (cf. tableau 2). En particulier, les établissements n'ayant mis en place aucune politique de réduction du temps de travail en septembre 2001 (échantillon témoin n° 1) sont, en moyenne, plus

petits que ceux des deux autres groupes. Ce résultat peut être expliqué par le fait que la réduction de la durée légale du travail à 35 heures pour les établissements de 20 salariés et moins ne date que de janvier 2002. En revanche, plus paradoxal, compte tenu du fait que les taux de croissance des établissements de petite taille sont généralement plus élevés que ceux de grande taille (Unedic), est que les établissements de cet échantillon ont aussi un taux de croissance moyen des effectifs plus faible que le groupe de traitement ou l'échantillon composé des établissements ayant signé un accord de réduction du temps de travail après janvier 2000.

Compte tenu des fortes différences constatées entre le premier groupe de comparaison et le groupe de traitement sur les variables de taille et d'évolutions antérieures des effectifs, il est possible que la forme fonctionnelle proposée pour la correction du biais de sélectivité (pondération des évolutions des effectifs des établissements par leur probabilité d'entrer dans le processus de réduction du temps de travail) ne suffise pas à rendre les établissements des groupes de traitement et de contrôle comparables (Heckamn *et al.*, 1999). De plus, le taux de croissance des établissements de cet échantillon ayant l'air atypique, les résultats obtenus dans ce cas pour l'estimation de l'effet emploi seront à interpréter avec prudence.

Les valeurs de productivité du capital sont légèrement plus élevées au sein du groupe témoin 1 qu'au sein des deux autres groupes. Ce groupe

Tableau 2
Caractéristiques des échantillons

	Échantillon « Robien »			Échantillon témoin 1			Échantillon témoin 2		
	Moyenne	Médiane	Écart-type	Moyenne	Médiane	Écart-type	Moyenne	Médiane	Écart-type
Effectifs en logarithme									
Niveau	88	40	134	32	19	54	81	37	238
Taux de croissance	0,036	0,000	0,190	0,011	0,000	0,176	0,028	0,000	0,161
Productivité du travail									
Niveau	312	276	156	256	229	125	277	245	136
Taux de croissance	0,052	0,015	0,322	0,094	0,019	2,208	0,064	0,022	0,554
Productivité du capital									
Niveau	4,39	1,95	11,8	4,95	2,60	16,1	3,70	1,96	14
Taux de croissance	0,032	- 0,032	0,392	0,055	- 0,026	2,330	0,047	- 0,016	0,736
Coût du travail									
Niveau	215	204	75	195	180	80	196	181	83
Taux de croissance	0,035	0,015	0,270	0,049	0,017	0,632	0,022	0,008	0,332
Rentabilité financière									
Niveau	0,250	0,115	2,678	0,129	0,112	5,031	0,067	0,119	2,560
Taux de croissance	- 1,003	- 0,209	19,84	0,019	- 0,300	20,28	- 0,199	- 0,164	15,78
<i>Nombre d'observations</i>	593			41 064			6 851		

Lecture : les niveaux concernent l'année 1994 ; les taux de croissance sont calculés sur 1993-1994.
Sources : Dares-MES, Unedic et Diane.

est donc composé d'établissements plus petits à plus forte intensité capitalistique.

Le coût du travail est plus élevé dans les établissements ayant signé une convention offensive de réduction du temps de travail que dans les autres. Si ce résultat est confirmé par les estimations, après contrôle des effets de taille et de secteur, l'impact du coût du travail sur la probabilité de mettre en place une politique de réduction du temps de travail serait alors à l'opposé des prédictions de certains modèles théoriques. En effet, un des points clés de la réussite de la mise en place d'une politique de réduction de la durée est l'impact qu'elle peut avoir sur le coût du travail. En cas de compensation salariale totale, cette politique induit une hausse du salaire horaire.

Cependant, même en l'absence de compensation salariale, il peut y avoir une hausse du coût, due à une hausse de l'importance relative du coût fixe par travailleur. Dans ce cas, pour une entre-

prise dont le coût du travail est élevé, la réduction du temps de travail peut apparaître comme entraînant un risque de l'augmenter encore davantage (D'Autume et Cahuc, 1997). Un niveau élevé de coût du travail serait alors plutôt un frein à l'entrée dans un dispositif de réduction du temps de travail. Toutefois, les allègements de charges sociales peuvent venir contrebalancer ce mécanisme. En effet, dans le cadre de la loi du 11 juin 1996, les allègements de charges sociales étant proportionnels aux salaires, ils sont relativement attractifs pour les entreprises à salaires (et donc à coût du travail) élevés. La productivité du travail étant aussi plus élevée dans le groupe de traitement, les différences observées au niveau du coût moyen du travail peuvent effectivement traduire des différences entre les structures de main-d'œuvre des établissements des différents groupes.

La plus forte différence entre le groupe de traitement et les deux groupes de comparaison

Encadré 2

COMPARAISONS DES ESTIMATEURS SUR LE GROUPE TÉMOIN 1

Les effets nets sur l'emploi du dispositif de réduction du temps de travail mis en place dans le cadre de la loi du 11 juin 1996 sont positifs et significatifs (et de l'ordre de 0,18 pour le premier groupe de comparaison – les établissements n'ayant signé aucun accord ou convention de réduction du temps de travail). Toutes les évolutions des effectifs sont prises en différence de logarithmes entre 1994 et 1999 (cf. tableau).

Deux phénomènes frappants apparaissent au regard de ce résultat.

- La proximité entre la valeur obtenue pour l'estimation avec correction du biais de sélection (estimateur pondéré) et celle obtenue par simple différence des moyennes entre les évolutions des effectifs des établissements ayant mis en place le dispositif et les établissements des groupes de comparaison (estimateur naïf) : la correction due à la prise en compte du biais de sélection est d'environ 0,015.
- La différence de l'ordre de grandeur de l'effet net sur l'emploi de la loi du 11 juin 1996 avec celle mesurée pour le second échantillon témoin.

Compte tenu du fait que l'on mesure, dans les deux cas, avec la même méthode, l'effet sur l'emploi du dispositif de réduction du temps de travail mis en place dans le cadre de la loi du 11 juin 1996, après correction du biais de sélection, l'effet net sur l'emploi devrait être le même quel que soit le groupe de comparaison choisi. Or, les estimations effectuées ne vérifient pas ce résultat. Plusieurs explications semblent possibles.

Tout d'abord, les variables économiques utilisées pour contrôler le biais de sélection sont des variables d'entreprise et non d'établissement. Elles ne peuvent

rendre compte de façon précise de l'organisation du travail dans les établissements : temps partiel, existence antérieure de pratiques de modulation ou d'annualisation du travail, qui sont des variables importantes lorsque l'on considère les choix d'entrée dans des processus de réduction du temps de travail.

Mais surtout, comme cela a déjà été signalé, compte tenu des fortes différences constatées entre le premier groupe de comparaison et le groupe de traitement (taille, évolutions antérieures des effectifs, etc.), il semble que l'estimation de l'effet emploi, pour ce groupe de contrôle, tombe sous le coup de la critique formulée par Heckamn *et al.* (1999). Selon celle-ci, un certain nombre d'évaluations non expérimentales tendent à identifier le paramètre d'intérêt en cherchant à rendre comparables des individus (ou des établissements) qui ne le sont pas, en imposant des hypothèses trop fortes sur les formes fonctionnelles. On ne retiendra donc que les résultats obtenus pour le second groupe de comparaison.

Tableau
Évolution des effectifs (en différence première des log) entre 1994 et 1999

	Groupe témoin 1
Estimateur naïf	0,1945* (0,0211)
Estimateur pondéré	0,1804* (0,0387)

Lecture : les écarts-types sont en italique et entre parenthèses.
* : significatif à 5 %.

Sources : Dares-MES, Unedic et Diane.

apparaît lorsque l'on s'intéresse à la rentabilité financière des établissements. La différence est positive et particulièrement nette entre les établissements ayant signé une convention offensive et ceux ayant réduit leur durée sans aides incitatives après janvier 2000. Les résultats sont conformes à l'intuition. Une situation économique et financière dégradée peut limiter la prise de risque et décourager l'entrée des entreprises dans un processus de réduction du temps de travail. Au contraire, une bonne situation économique et financière peut inciter à réduire le temps de travail dans la mesure où l'entreprise pourra mieux tenir les engagements d'emplois et le

faire dans l'objectif d'améliorer son organisation et sa réactivité (Roux, 1999).

La probabilité de signer une convention de réduction du temps de travail a été estimée au moyen d'un modèle *logit*. Les variables explicatives ont été intégrées successivement dans les estimations ainsi que les variables de contrôle de taille (logarithme des effectifs en 1994) ou de secteur. Toutes les variables ont été prises d'abord en niveau (modèle 1) puis en évolution (modèle 2). On a choisi de présenter ces deux spécifications, afin d'illustrer l'impact de la dynamique des variables sur les choix d'entrer

Tableau 3
Équation de sélection

	Échantillon témoin 1			Échantillon témoin 2		
	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Constante	- 12,33* (0,664)	- 13,18* (0,70)	- 12,94* (0,67)	- 6,12* (0,72)	- 6,61* (0,59)	- 6,25* (0,57)
Effectifs (<i>log</i>)	0,85* (0,04)	0,85* (0,04)	0,85* (0,04)	0,007 (0,05)	- 0,003 (0,05)	0,007 (0,05)
Secteurs d'activité						
Industries agricoles et alimentaires	1,85* (0,16)	1,88* (0,16)	1,88* (0,16)	1,70* (0,17)	1,71* (0,17)	1,70* (0,17)
Industries de biens de consommation	0,96* (0,16)	0,96* (0,16)	0,98* (0,16)	0,83* (0,17)	0,82* (0,17)	0,83* (0,17)
Industries automobiles et équipements	0,97* (0,15)	1,01* (0,16)	0,99* (0,16)	0,90* (0,16)	0,92* (0,16)	0,90* (0,16)
Industries des biens intermédiaires et énergie	0,76* (0,14)	0,77* (0,14)	0,77* (0,14)	0,47* (0,14)	0,48* (0,15)	0,47* (0,14)
Construction	- 0,51* (0,23)	- 0,49* (0,24)	- 0,51* (0,24)	0,51* (0,24)	0,53* (0,24)	0,51* (0,24)
Services aux entreprises	1,06* (0,16)	1,04* (0,15)	1,03 (0,15)	1,14* (0,16)	1,15* (0,16)	1,14* (0,16)
Services aux particuliers	0,75* (0,20)	0,77* (0,20)	0,76* (0,20)	2,08* (0,22)	2,11* (0,23)	2,08* (0,22)
Commerce et autres services	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Productivité du travail (<i>log</i>)	0,90* (0,13)	1,07* (0,14)	1,02* (0,14)	0,49* (0,14)	0,59* (0,10)	0,52* (0,10)
Productivité du capital (<i>log</i>)	- 0,04 (0,04)	-	-	0,18* (0,05)	0,19* (0,05)	0,18* (0,05)
Coût du travail	- 0,002* (0,0007)	- 0,002* (0,0007)	- 0,002* (0,0007)	0,0002 (0,0007)	-	-
Rentabilité financière	0,003 (0,005)	-	-	0,06* (0,02)	0,06* (0,02)	0,06* (0,02)
Évolution des effectifs (<i>log</i>)	-	0,02 (0,30)	-	-	0,31 (0,29)	-
Variation de la productivité du travail (<i>log</i>)	-	- 0,57* (0,22)	- 0,54* (0,17)	-	- 0,06 (0,18)	-
Variation de la productivité du capital (<i>log</i>)	-	- 0,02 (0,15)	-	-	- 0,17 (0,14)	-
Variation du coût du travail	-	0,05 (0,06)	-	-	-	-
Variation de la rentabilité financière	-	- 0,003 (0,002)	-	-	- 0,004 (0,003)	-
- 2 Log vraisemblance	5 387	5 347	5 388	3 871	3 844	3 872

Lecture : dans le modèle 1, toutes les variables ont été prises en niveau. Dans le modèle 2, elles sont prises aussi en évolution. Le modèle 3 ne conserve que les variables dont les coefficients sont significatifs. Réf. : modalité de référence ; * significatif à 5 %. Les écarts-types sont en italique et entre parenthèses.

Sources : Dares-MES, Unedic et Diane.

dans un processus de réduction du temps de travail. Ceci paraissait important, en particulier, pour l'évolution antérieure des effectifs (21). Le troisième et dernier modèle présenté (modèle 3) ne comporte que les variables pour lesquelles les coefficients sont significatifs. Pour chacun des deux échantillons, c'est la spécification qui sera retenue par la suite. Les résultats des estimations sont donnés dans le tableau 3.

Le pouvoir prédictif des équations de sélection a été appréhendé à l'aide du calcul du taux de reclassement des modèles. Pour les deux groupes de comparaison, les taux de reclassement sont donnés dans le tableau 4. Étant dans la majorité des cas supérieurs à 60 %, on les considérera dans la suite comme corrects.

Toutes choses égales par ailleurs, les résultats sont très différents de ce que pouvaient laisser envisager les statistiques descriptives. De plus, les variables pertinentes pour expliquer les choix d'entrée dans le dispositif de réduction du temps de travail varient selon le groupe de comparaison choisi.

Par rapport au premier groupe de contrôle (ceux qui n'ont pas encore mis en place de dispositif de réduction du temps de travail à l'automne 2001), l'entrée dans le dispositif de réduction du temps de travail est principalement expliquée par la taille, le secteur, la productivité et le coût du travail. Pour les variables de taille et de secteur, on retrouve des résultats connus (Doisneau, 1998). La probabilité de signer une convention de réduction du temps de travail dans le cadre de la loi du 11 juin 1996 est croissante avec la taille de l'établissement et plus importante dans les secteurs industriels ou de services aux entreprises et aux particuliers que dans le commerce ou la construction.

Pour le reste, toutes choses égales par ailleurs, plus les établissements ont une productivité du travail élevée en 1994, mais en diminution entre

1993 et 1994, et un coût du travail faible, plus ces établissements ont une probabilité élevée de signer une convention offensive de réduction du temps de travail. Ces résultats tendent à laisser penser que les établissements ayant un faible coût du travail (main-d'œuvre peu qualifiée) et une forte productivité, mais en baisse, souhaitent se réorganiser pour améliorer leur rentabilité. Si l'on reprend la dénomination de Alis et Fauconnier (2000), la stratégie économique liée à la réduction du temps de travail s'apparenterait alors plutôt à une stratégie de « rendement de coût de la main-d'œuvre ».

En ce qui concerne le second échantillon témoin (ceux qui ont mis en place un dispositif de réduction du temps de travail après janvier 2000 sans bénéficier d'aides incitatives), les résultats sont très différents. Les effectifs (22) et les variables en évolution ne sont plus significatifs. Pour les variables d'effectifs, ce résultat est peu surprenant compte tenu de la proximité des évolutions antérieures des effectifs des établissements des deux groupes (cf. graphique II). En définitive, seules les variables économiques en niveau ont une influence sur la probabilité d'entrer dans le dispositif. À la différence de ce qui se passe pour le premier groupe de comparaison, le coût n'est plus significatif, alors que la productivité du capital et la rentabilité financière le sont. Ainsi, plus l'intensité capitaliste et la productivité du capital sont élevées, meilleure est la rentabilité financière, et donc plus la situation de l'entreprise paraît saine, plus la probabilité d'entrer dans un dispositif de réduction du temps de travail est élevée.

Des effets sur l'emploi significatifs

Comme souligné précédemment, compte tenu des fortes différences constatées entre le premier groupe de comparaison et le groupe de traitement (taille, évolutions antérieures des effectifs, etc.), les résultats de l'effet emploi pour l'échantillon 1 ne sont donnés qu'en encadré 2. Pour le second groupe de contrôle, les résultats

Tableau 4
Taux de reclassement

En %

Situation prédite \ Situation observée	Échantillon témoin 1		Échantillon témoin 2	
	Non RTT	RTT	Non RTT	RTT
Non réduction du temps de travail	74	26	67	33
Réduction du temps de travail	34	66	42	58

Sources : Dares-MES, Unedic et Diane.

21. Les premières estimations des effets sur l'emploi de la loi du 11 juin 1996 réalisées par les auteurs montraient qu'en l'absence de variables de performance des entreprises, l'évolution antérieure des effectifs était une variable importante pour la correction du biais de sélection (Fiole, Passeron et Roger, 2000). Les différences quantitatives entre les premiers résultats trouvés et ceux présentés ici sont dues, d'une part, au changement du groupe de contrôle et, d'autre part, à l'allongement de la période d'étude (1993-1999).

22. On garde toutefois ceux-ci dans les estimations afin de contrôler par la taille lors des estimations par pondération.

des estimations, réalisées avec le modèle 3, sont donnés dans le tableau 5 (23).

Sous l'hypothèse d'indépendance conditionnelle (cf. encadré 1), l'effet sur l'emploi du dispositif du 11 juin 1996 peut être estimé simplement en comparant les moyennes, pondérées par les probabilités d'entrer dans le dispositif, des évolutions des effectifs des établissements ayant ou n'ayant pas réduit leur durée du travail. La comparaison des moyennes non pondérées donne un différentiel d'évolution des effectifs de l'ordre de 0,08 (24). Mais, du fait que les établissements ayant réduit leur durée du travail font partie *a priori* d'entreprises plus saines que les autres (les différences entre le groupe de traitement et le groupe de contrôle apparaissent au niveau de l'intensité capitalistique, de la productivité du capital et de la rentabilité financière), on pourrait s'attendre à un fort effet d'aubaine. De fait, le biais de sélection à l'entrée du dispositif existe, puisque lorsqu'on le corrige, la dif-

férence entre l'évolution des effectifs des établissements ayant réduit leur durée et celle des autres diminue de presque un quart : 0,06 au lieu de 0,08. Les effets nets sur l'emploi du dispositif de réduction du temps de travail mis en place dans le cadre de la loi du 11 juin 1996 restent toutefois positifs et significatifs, de l'ordre de 0,06.

Cette évaluation de la loi du 11 juin 1996 fait ressortir un effet net positif sur l'emploi de la baisse de la durée et des aides incitatives pour les établissements entrés dans le dispositif. Toutefois, l'effet mesuré est un effet moyen, obtenu par comparaison avec des établissements ayant des caractéristiques comparables. Il est donc spécifique au dispositif et ne peut permettre, sauf à faire des hypothèses très fortes sur la similarité des établissements et des dispositifs, de donner des prédictions sur des effets macroéconomiques d'une baisse de la durée du travail. En particulier, compte tenu des différences entre les lois, le résultat ne peut être généralisé sans étude complémentaire aux lois du 13 juin 1998 d'orientation et d'incitation relative à la réduction du temps de travail et du 19 janvier 2000 relative à la réduction négociée du temps de travail. □

Tableau 5
Évolution des effectifs (en différence première des log)

	Groupe témoin 2
Estimateur naïf	0,0847* (0,0209)
Estimateur pondéré	0,0663* (0,0243)

Lecture : les estimations sont réalisées avec le modèle 3 (cf. tableau 3). Les écarts-types sont en italique et entre parenthèses.
* : significatif à 5 %.
Sources : Dares-MES, Unedic et Diane.

23. Les estimations sont effectuées pour les valeurs de la probabilité, calculées à partir du modèle 3, pour lesquelles il existe simultanément des établissements ayant réduit et n'ayant pas réduit leur durée du travail.

24. Pour chaque groupe, les variations d'effectifs sont données en différence de logarithme, soit logarithme des effectifs en 1999 moins logarithme des effectifs en 1994 afin de contrôler les effets individuels inobservables. Un résultat de 0,08 en différence de logarithme équivaut à un taux de croissance de l'ordre de 8,3 %.

Les auteurs remercient Valérie Ulrich, Vladimir Passeron et Anne Saint-Martin pour les nombreuses discussions qu'ils ont eues avec eux. Ce travail leur doit beaucoup. Elles remercient tout particulièrement Anne Saint-Martin pour le travail important qu'elle a effectué sur les données utilisées. Merci aussi à Ève Caroli, Jean-Louis Dayan, Alain Gubian, Frédéric Lerais, Sébastien Roux, Stéphane Jugnot, Thomas Piketty, Bénédicte Reynaud, aux deux relecteurs d'une première version de l'article ainsi qu'à tous les participants du séminaire marché du travail du site Jourdan pour leurs commentaires. Les éventuelles omissions restent de la responsabilité des auteurs.

BIBLIOGRAPHIE

- Alis D. et Fauconnier D. (2000)**, « L'impact microéconomique de la réduction du temps de travail », *Premières Synthèses*, n° 26.2, MES-Dares.
- d'Autume A. et Cahuc P. (1997)**, « RTT et emploi : une synthèse », in *La réduction du temps de travail : une solution pour l'emploi ?*, Economica, pp. 87-143.
- Bloch-London C. (2000)**, « Les normes de temps de travail à l'épreuve des négociations », *Travail et Emploi*, n° 83, pp. 27-46.
- Bourdieu J. et Reynaud B. (2002)**, « Factory Discipline and Externalities in the Reduction of Working Time in the 19th Century in France », document de travail, n° 0208, Cepremap.
- Cahuc P. et Granier P. (1994)**, « Réduction de la durée du travail, chômage et croissance », *L'actualité économique*, vol. 70, pp. 453-476.
- Calmfors L. et Hoel M. (1988)**, « Work Sharing and Overtime », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 90, pp. 293-309.
- Cette G. et Gubian A. (1998)**, « Les évaluations des effets sur l'emploi d'une réduction de la durée du travail », *Travail et emploi*, n° 74, pp. 91-109.
- Cette G. et Taddei D. (1998)**, *Réduire la durée du travail. Les 35 heures*, Le Livre de poche, Paris.
- Commissariat général du plan (1993)**, *Rapport du groupe perspectives économiques*, présidé par J.-M. Charpin, Éditions La Découverte, La documentation française.
- Crépon B. et Iung N. (1999)**, « Innovation, emploi et performances », document de travail de la Direction des études et synthèses économiques, Insee, G9904.
- Crépon B. et Kramarz F. (2001)**, « Employed 40 Hours or Not Employed 39 : Lessons from the 1981 Mandatory Reduction of the Weekly Working Hours », *Journal of Political Economy*, vol. 110, pp. 1355-1389.
- Dares (1998)**, « L'impact macroéconomique d'une politique de réduction de la durée du travail », *Premières Synthèses*, n° 05.2, MES-Dares.
- Dehejia R. et Whaba S. (2002)**, « Propensity Score Matching Methods for Non-Experimental Causal Studies », National Bureau of Economic Research, Working Paper n° 6829, *Review of Economics and Statistics*, vol. 84, pp. 151-161.
- Doisneau L. (1998)**, « Deux années d'application du dispositif d'incitation à la réduction collective du temps de travail », Document d'Études, n° 23, MES-Dares.
- 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)**, « La loi Robien : rupture qualitative ou aubaine éphémère ? », *La Revue de l'IRE*, n° 23, pp. 5-35.
- Heckman B., Lalonde R.J. et Smith J. (1999)**, « The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs », in Ashenfelter and Card eds, *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, vol. 3A, pp. 1865-2097.
- Magnac T. (2000)**, « L'apport de la microéconomie à l'évaluation des politiques publiques », *Cahiers d'économie et de sociologie rurales*, n° 54, pp. 90-113.
- Passeron V. (2002)**, « 35 heures : 3 ans de mise en œuvre du dispositif "Aubry 1" », *Premières Synthèses*, n° 06.2, MES-Dares.
- Roux V. (1999)**, « Les pionniers de la RTT ont-ils un profil économique particulier ? », *mimeo*, MES-Dares.
- Saint-Martin A. (2002)**, « Base de données des comptes sociaux des entreprises commerciales (fichiers Diane). Panel Diane/Unedic, période 1991-1998 », Document d'Études, n° 50, MES-Dares.
- Unedic**, Consulter le site : <http://www.assedic.fr/unistats>
-

ENQUÊTES ET EXPLOITATIONS DE FICHIERS

Les enquêtes trimestrielles Acemo

La première enquête relative à l'« Activité et les conditions d'emploi de la main-d'œuvre » (Acemo) a été réalisée en 1930. Cette enquête a ensuite évolué et a été améliorée ou refondue en 1945, 1956, 1973, 1977, 1985, 1993 et 1998.

L'enquête trimestrielle Acemo est réalisée sur le champ des secteurs marchands non agricoles (SMNA). Sont concernés, les établissements de plus de 10 salariés de l'ensemble des activités économiques à l'exclusion de l'agriculture, des services domestiques, de la santé, de l'action sociale et des administrations publiques. Cette enquête fournit des informations sur les effectifs des établissements (effectifs ouvriers ou non, effectifs à temps partiel, effectifs en CDD et en intérim), sur les salaires de base mensuels et sur la durée de travail hebdomadaire.

L'enquête Acemo est réalisée par établissement, mais certaines entreprises peuvent, par dérogation, répondre par structure intermédiaire au niveau départemental, régional ou national (phénomène de groupage) (1).

L'enquête n'est pas exhaustive sur l'ensemble du champ SMNA. Jusqu'au 3^e trimestre 1998, l'échantillon était constitué de la manière suivante :

- exhaustif pour les établissements de grande taille (plus de 50 salariés) ;
- sondage 1/8^e pour les établissements de plus de 10 et de moins de 50 salariés avec renouvellement de 5 % de l'échantillon tous les trimestres.

Chacune des enquêtes trimestrielles Acemo utilisées concerne entre 20 000 et 30 000 établissements ou entreprises pour lesquels les informations sur la durée du travail, les effectifs ou les salaires sont disponibles.

Les sources Dares-MES

Les fichiers statistiques collectés par la Dares permettent le suivi de la montée en charge des entreprises et des établissements ayant réduit leur durée collective du temps de travail ou étant passés à 35 heures dans le cadre des différentes lois depuis 1996. Plusieurs sources ont été mobilisées :

- Le fichier des conventions conclues entre les établissements ou les entreprises et l'État dans le cadre de la loi du 11 juin 1996. Le fichier recense 2 853 des 2 953 conventions des entreprises ou établissements ayant participé au dispositif. Les informations statistiques concernant les différents aspects d'une convention sont réunies dans une fiche, recueillie à la signature de la convention. Elles concernent essentiellement l'identification de l'unité signataire (établissement, entreprise ou unité économique et sociale), ainsi que les caractéristiques et les modalités de la réduction collective du temps de travail.
- Le fichier permettant le suivi de la montée en charge des entreprises et des établissements passés à 35 heures à la suite de l'adoption de la loi n° 2000-37 du

19 janvier 2000. Les informations fournies par cette base de données sont issues des fiches de déclaration en vue du bénéfice de l'allègement de cotisations sociales (cerfa n° 11499*01) dont le contenu est défini par l'article 10 du décret n° 2000-89. La source des déclarations en vue de l'allègement des charges est une base homogène. Elle est composée de l'ensemble des établissements qui ont réduit leur temps de travail et qui ont demandé un allègement des cotisations sociales. Les établissements ayant signé un accord non éligible aux aides et ceux n'ayant pas déposé une demande d'allègement n'entrent pas dans le champ de la base des déclarations. Pour ces derniers, les informations sont issues des fichiers des conventions établies dans le cadre des différentes lois de réduction du temps de travail ou de la base des accords d'entreprises de la Dares.

Les fichiers des déclarations annuelles d'effectif des établissements affiliés à l'Unedic

Depuis 1968, l'affiliation au Régime d'assurance chômage est obligatoire pour tout établissement du secteur privé industriel et commercial employant au moins un salarié en vertu d'un contrat de travail écrit ou verbal, quelle que soit sa branche d'activité. Le fichier des déclarations annuelles comporte des informations sur les effectifs employés dans les établissements au 31 décembre de l'année écoulée, qu'ils soient présents à cette date ou absents pour congés, maladie, maternité, formation continue et chômage partiel (2).

Les données utilisées sont issues des fichiers des déclarations annuelles d'effectifs des établissements affiliés à l'Unedic entre 1993 et 1999. Pour les établissements présents sur toute la période, la séquence de tous les effectifs totaux est disponible ainsi que les différents secteurs d'activité.

Les fichiers « Diane »

Pour la majorité des entreprises françaises, le dépôt des comptes sociaux aux greffes des tribunaux de commerce est obligatoire. Les entreprises transmettent ces informations en respectant les modèles de liasses fiscales. Les fichiers Diane sont composés des informations disponibles dans ces liasses fiscales, à savoir en particulier, le bilan et le compte de résultat des entreprises.

Les données utilisées sont issues des fichiers Diane entre 1994 et 1999 (3). Le panel comporte des informations sur les effectifs employés et les performances économiques et financières de près de 500 000 entreprises, hors secteurs agriculture, activités financières et immobilières, administration publique et activités associa-

1. Depuis le dernier trimestre 1998, le nombre d'entreprises autorisées à regrouper les réponses a considérablement augmenté.

2. Une présentation plus détaillée des fichiers des déclarations annuelles d'effectif des établissements affiliés à l'Unedic peut se trouver dans le Bulletin de Liaison publié par l'Unedic.

3. Cf. Saint-Martin (2002).

tives (4). De façon plus précise, ce panel a été confectionné en relation avec les fichiers Unedic de manière à disposer de valeurs d'effectifs salariés fiables (la déposition des données d'effectifs auprès des greffes des tribunaux de commerce n'est pas obligatoire).

L'appariement des fichiers

L'appariement des fichiers des conventions avec les autres fichiers de données d'entreprises ou d'établissements est effectué à partir des identifiants communs aux différentes bases, à savoir le code Siret au niveau établissement et le code Siren au niveau entreprise.

L'entité de base est l'établissement. Les effectifs retenus aux différentes dates pour étudier l'évolution de l'emploi sont donc les effectifs des établissements pérennes entre 1993 et 1999. En revanche, les données issues des bilans d'entreprises sont disponibles uniquement au niveau des entreprises. Par hypothèse, les variables de performance économique affectées aux différents établissements seront donc celles des entreprises auxquelles ils appartiennent.

Sont exclus du champ de l'étude tous les établissements ayant signé, ou faisant partie d'entreprises ayant signé un accord de réduction du temps de travail dans le cadre de la loi du 13 juin 1998. De plus, des contrôles de validité et de cohérences ont été effectués sur les données selon la méthode présentée dans Saint Martin (2002).

Au total, l'échantillon retenu est composé de 48 733 établissements de plus de 10 salariés (5) en 1993 pour lesquels les effectifs sont connus entre 1993 et 1999 et pour lesquels les données issues des bilans d'entreprise sont disponibles.

4. Ces secteurs ont été exclus à l'issue d'un certain nombre de contrôles, essentiellement pour des questions de mauvaise représentativité. Les grandes entreprises nationales sont également hors champ.

5. L'étude est restreinte aux établissements de plus de 10 salariés suite aux problèmes de représentativité du fichier « Diane » pour les petites entreprises (en particulier, pour les moins de cinq salariés, cf. Saint Martin (2002)) et du peu de robustesse des résultats obtenus lorsqu'on travaille sur les petits établissements.

LA DIFFICILE ÉVALUATION DES DISPOSITIFS EN FAVEUR DE LA RÉDUCTION DU TEMPS DE TRAVAIL

Henri Rouilleault, ancien président de la Commission du Plan sur la RTT

Les travaux sur l'impact sur l'emploi de l'aménagement et de la réduction du temps de travail (ARTT) en termes d'emploi sont majoritairement, depuis les travaux pionniers de Charpin et Mairesse (1978) jusqu'à ceux de Cette et Gubian (1997), Cette et Taddei (1998), D'Autume et Cahuc (1997), des travaux sur les conditions de faisabilité *ex ante*. Ils ont eu le mérite de souligner que l'impact de la RTT sur l'emploi dépendait de celui de l'aménagement du temps de travail sur la production, de la productivité horaire du travail, de la productivité du capital, et du niveau de la compensation salariale. La négociation décentralisée dans les années 1980 débouchant rarement de ce fait sur une réduction du temps de travail, les plus récents de ces travaux, comme les politiques publiques, ont introduit le jeu d'aides publiques. Celles-ci correspondent pour partie à l'internalisation dans la négociation décentralisée de l'effet sur les finances publiques et sociales de l'effet emploi de l'ARTT.

L'article de Murielle Fiole et Muriel Roger se situe dans une nouvelle génération de travaux qui portent sur l'évaluation microéconomique *a posteriori* de l'effet emploi de la RTT.

L'évaluation des effets des politiques publiques en faveur de la réduction du temps de travail menées en France de 1993 à 2002 est cependant une tâche ardue, et le restera même lorsque l'ensemble des données microéconomiques intéressantes à cet effet sera disponible. L'une des raisons de cette difficulté tient à l'instabilité et à la complexité des dispositifs législatifs de RTT et, en même temps ou sur la même période, de baisse de charges et de hausse du Smic. La réduction de la durée effective du travail de 45 à 40 heures au début des années 1970 s'était effectuée par la négociation de branche et d'entreprise, comme une forme de partage de la valeur ajoutée, sans aides publiques et alors que la durée légale du travail restait inchangée à 40 heures. Il en a été autrement lors du passage de la durée légale hebdomadaire de 40 à 39 heures en 1982. Puis les négociations dans les dix dernières années ont eu lieu dans un contexte marqué par cinq lois : amendement

« Chamard » de la loi quinquennale de 1993, la loi dite « Robien » de 1996, les lois dites « Aubry I et II » de 1998 et 2000, et bientôt de la loi dite « Fillon ».

On peut rappeler plusieurs points :

- La loi quinquennale n'a concerné qu'une dizaine d'entreprises et n'a eu qu'un impact symbolique sur l'emploi, du fait d'une condition de baisse nominale des salaires ; la disposition visée n'est significative que de la remontée de la préoccupation de la RTT lors de la récession de 1993.
- Les trois premières lois comportaient des dispositifs incitatifs à une forte RTT, en situation offensive (fort dynamisme de l'emploi), et pour les deux dernières en situation défensive (réduction des licenciements). La seconde loi « Aubry » comportait une aide structurelle pour toutes les entreprises à 35 heures ou 1 600 heures annuelles. Le projet de loi « Fillon » modifie le profil des aides et supprime leur conditionnalité à la RTT, mettant fin au processus qui était en cours.
- Les exonérations de cotisations employeurs sont proportionnelles au salaire dans les deux premières lois et comportent un fort effet bas salaires dans la loi « Aubry I », complétant les mesures de 1993 et 1995 en la matière.
- La durée légale (point de départ du calcul des heures supplémentaires), et le contingent maximum d'heures supplémentaires annuelles, étaient inchangés lors de la loi quinquennale et de la loi « Robien » de 1996. La loi « Aubry I » programme la baisse de la durée légale pour les entreprises de plus et de moins de 20 salariés (respectivement 18 mois et 42 mois plus tard). La loi « Aubry II », et ses différents décrets d'application, ont confirmé ces orientations et modifié progressivement le jeu du contingent. Le projet de loi actuel (« Fillon »), sans revenir sur la nouvelle durée légale, renvoie pour partie la fixation du contingent à la négociation sociale.
- La loi « Aubry II » introduit un système complexe de garanties mensuelles de rémunération

pour les salariés au Smic passant à 35 heures, dont la suppression était inéluctable au prix, toutes choses égales par ailleurs, d'une hausse du Smic horaire et d'un contre-effet à terme sur l'emploi.

La méthode d'évaluation de l'article repose sur la comparaison de différentes générations d'entreprises au regard de la réduction du temps de travail, caractéristique de très intéressants travaux de La Dares. Le choix est de comparer le comportement en matière d'emploi de l'ensemble des entreprises ayant choisi de s'inscrire dans la variante offensive du dispositif aidé « Robien » entre la promulgation de cette loi (11 juin 1996) et la première des lois « Aubry » (13 juin 1998), avec deux échantillons témoins d'entreprises. Ces dernières entreprises n'ont pas réduit le temps de travail en septembre 2001 (échantillon témoin 1) ou l'ont réduit après janvier 2000 (échantillon témoin 2).

Ne pouvant directement observer l'évolution de l'emploi selon que l'entreprise a décidé de rentrer ou non dans le dispositif aidé « Robien offensif », on compare l'évolution moyenne de l'emploi dans les établissements « Robien » et dans les échantillons témoins. La difficulté est alors d'éliminer le biais de sélection, l'évolution de l'emploi observée n'étant pas indépendante des motivations du choix de réduire ou non le temps de travail, comme en témoigne la comparaison rétrospective des évolutions de l'emploi antérieurement à la loi « Robien » rappelée par les auteurs (cf. graphique II de l'article).

Ce biais était de plus directement induit par l'énoncé de la loi « Robien » elle-même, qui dans sa version offensive aidait les entreprises réduisant d'au moins 10 % le temps de travail et créant au moins 10 % d'emploi, soit un gain très faible de productivité apparente du travail (1 %). Ce gain était contradictoire avec les travaux sur la faisabilité ex ante qui renaient en général un gain de productivité d'un tiers. La contradiction n'était soutenable qu'au cas où était compris un effet d'aubaine, les entreprises entrant dans le dispositif ayant hors celui-ci une dynamique d'emploi supérieure à la moyenne.

Plusieurs remarques peuvent être faites à ce stade :

- Comme souligné par l'article, la part des entreprises du dispositif « Robien » de 1996 (2 % des

salariés) était suffisamment faible pour que leur choix ait peu d'impact sur les autres entreprises et l'environnement économique. On peut ajouter qu'il en aurait été différemment au cas où cette loi aurait été plus largement utilisée, le niveau des aides dépassant le point d'équilibre calculé par Cette et Gubian (1997), point retenu pour le calcul des aides structurelles de la loi de 2000 « Aubry II » (environ 5 000 F par mois, soit 762 € pour 4 heures de RTT).

- L'interprétation doit cependant être très prudente. En effet, l'arrivée d'une nouvelle majorité législative en juin 1997 qui avait affiché son choix des 35 heures, puis la connaissance des modalités du projet de loi « Aubry I » à l'automne (baisse de la durée légale pour les entreprises de plus de 20 salariés début 2000, remplacement des aides proportionnelles par des aides forfaitaires) ont modifié le spectre des choix possibles et donc les comportements d'entreprises. En toute rigueur, les auteurs auraient dû distinguer deux échantillons d'entreprises « Robien », correspondant respectivement à juillet 1996-juin 1997 et juillet 1997-juin 1998. Dans la première période, les entreprises sont confrontées à un choix binaire, entrer ou non dans le dispositif aidé. Dans la seconde, la RTT peut paraître incontournable à terme pour les grandes et moyennes entreprises, mais avec un choix multiple : négocier vite dans le cadre « Robien » (avec des aides plus élevées, surtout si l'entreprise compte beaucoup de cadres), négocier dans le futur cadre « Aubry I offensif aidé » (avec une condition sur la création d'emploi passant de 10 à 6 %), négocier sans aide incitative mais en prenant en compte les pauses rémunérées ou les congés supplémentaires pour réduire de moins de 10 % la durée annuelle effective tout en bénéficiant à partir de la seconde loi « Aubry » des aides structurelles, ou attendre un infléchissement législatif. Compte tenu des différences de structure des aides, le contrôle du biais de sélection non seulement par la productivité par tête, par la productivité du capital, et par la rentabilité financière, mais aussi par la masse salariale chargée par tête, aurait pu jouer un rôle différent dans les deux sous-échantillons.

- Compte tenu d'un délai de deux ans supplémentaires pour la baisse de la durée légale dans les entreprises de 20 salariés et moins, plutôt qu'un simple contrôle par la taille, les auteurs auraient pu de façon plus significative représen-

dre leurs modèles *logit* d'analyse de la probabilité de signer une convention, en éliminant ces entreprises de l'échantillon analysé et de chacun des échantillons témoins.

• Se pose également, s'agissant des entreprises entrées dans le dispositif « Robien », la question d'un éventuel biais de sélection en matière de relations professionnelles, en prenant en compte d'autres travaux de la Dares (Aucouturier et Coutrot (1998), par exemple, notent un poids supérieur de la CFDT et d'employeurs recherchant un effet emploi). Ce biais est cependant difficile à introduire.

En conclusion, on notera que l'effet emploi *ex post* mesuré dans l'article (6 %) porte sur l'effectif salarié faible des entreprises entrées dans le dispositif « Robien offensif ». Il reste pour établir un bilan complet à prendre en compte l'effet emploi des entreprises des dispositifs défensifs, les entreprises ayant choisi par anticipation ou non les seules aides structurelles, et les entreprises hors champ des aides. Comme le notent les auteurs, et contrairement aux premières estimations, celui-ci n'est pas *a priori* proportionnel.

Difficile, l'évaluation multicritère des politiques d'aménagement et de réduction du temps de travail de la fin des années 1990 restera à poursuivre, qu'il s'agisse :

– de l'ampleur et de la portée des contraintes d'offre effectivement rencontrées par les entreprises ayant choisi ou non de réduire le temps de travail ;

– de l'effet macroéconomique en retour de la RTT, à travers le mode de financement des aides et l'évolution du Smic ;

– de la poursuite ou non du processus dans les petites et très petites entreprises, en dépit de l'évolution du système d'exonération, mais en raison de la montée prévisible des difficultés de recrutement d'ici à la fin de la décennie ;

– de l'impact des modifications de comportement des salariés non cadres et cadres vis-à-vis du travail, des modes de vie, des relations professionnelles, etc. □

BIBLIOGRAPHIE

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

d'Autume A. et Cahuc P. (1997), « Réduction de la durée du travail et emploi : une synthèse », in *La réduction du temps de travail : une solution pour l'emploi ?*, Economica, pp. 87-143.

Cette G. et Gubian A. (1997), « La réduction de la durée du travail : les évaluations convergent-

elles ? » in *La réduction du temps de travail : une solution pour l'emploi ?*, Economica, pp. 21-55.

Cette G. et Taddei D. (1998), *Réduire la durée du travail. Les 35 heures*, Le Livre de poche, Paris.

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.