



## **DOCUMENT DE RECHERCHE**

### **EPEE**

**CENTRE D'ETUDE DES POLITIQUES ECONOMIQUES DE L'UNIVERSITE D'EVRY**

---

**Une analyse empirique des effets du passage aux 35 heures  
sur la durée d'utilisation des équipements productifs**

***Fabrice GILLES***

**07 – 10**

# Une analyse empirique des effets du passage aux 35 heures sur la durée d'utilisation des équipements productifs

Fabrice Gilles\*

juillet 2007

## Résumé

Lors de politiques de réduction du temps de travail (RTT), l'importance de l'évolution de la durée d'utilisation des équipements (DUE) dans les créations d'emploi a souvent été discuté, tant dans les travaux théoriques purs que dans les exercices de simulations numériques à partir maquettes macroéconomiques. Sur la base des informations issues de l'enquête sur la DUE (Banque de France, 1989-2004) sur l'organisation du travail au sein des entreprises industrielles et à partir du fichier de suivi des accords-conventions de RTT (DARES, version de 2003), le présent document évalue l'impact du passage aux 35 heures sur la DUE et le recours au travail en équipes en utilisant la méthode de la double différence. Les résultats sont les suivants. La RTT a occasionné en 2000 une baisse de la DUE de 4 à 10 points de pourcentage dans les entreprises aux 35 heures par rapport aux autres entreprises. En 2001 par contre, l'évolution de la DUE semble avoir été de même ampleur dans les deux types de firmes. En outre, si un recours accru au travail posté a été observé dans les entreprises aux 35 heures en 2001, il est davantage à mettre au crédit des différences de caractéristiques organisationnelles séparant les entreprises passées aux 35 heures des autres entreprises.

## Abstract

In this paper, we want to evaluate to what extent firms reorganized following the French working time reduction process (WTR). In this aim, we merge both French survey on capital operating time and shiftwork (COT, 1989-2004)

---

\*Centre d'Etudes de l'Emploi et Université d'Evry Val d'Essonne, EPEE. E-mails: fabrice.gilles@mail.enpc.fr, fabrice.gilles@univ-evry.fr. Ad.: Centre d'Etudes de l'Emploi, 29, promenade Michel Simon, 93166 Noisy-le-Grand Cedex. Je tiens à remercier la Banque de France et Mireille Bardos, en particulier, pour m'avoir accueilli au sein du service de "l'Observatoire des Entreprises" pour y effectuer un stage à l'été 2005.

and administrative survey of WTR agreements (1997-2003). Through the information available in that dataset, we build COT and shiftwork indicators. We use difference in differences models (both parametric and non parametric ones) to control for existing organizational differences between firms which have implemented a WTR and the other firms. We find that COT decreased by the year 2000 among firms, which reduced working time of their employees, in comparison to other ones. Otherwise, shiftwork did not increase directly through the WTR among firms which adopted a WTR in comparison to other ones, by the year 2000, as well as by years after year 2000.

**Keywords :** working time reduction, capital operating time, shiftwork, causal effect, difference in differences models.

**JEL Classification :** C14, D23, J31, J38.

## 1 Introduction

Dans le cadre du passage aux 35 heures, les lois de réduction du temps de travail Robien, Aubry I et Aubry II permettaient aux entreprises de négocier leur passage aux 35 heures avec des réorganisations du type modulation - annualisation du temps de travail par exemple. Un développement du recours au travail en équipes était en particulier autorisé. Le but était de faciliter l'adoption de la réduction du temps de travail (RTT) par les entreprises, en leur autorisant plus de flexibilité en échange de l'augmentation des coûts liée à une compensation salariale souvent élevée (intégrale au niveau du Smic), à la baisse de la productivité par tête et du temps de travail individuel. Sur cette base, trois types de RTT sont habituellement distingués suivant l'ampleur de l'évolution de la durée d'utilisation des équipements productifs (DUE) accompagnant cette baisse (voir par exemple Lehmann [1997]) : *(i)* une réduction du temps de travail passive (la baisse de la DUE est de même ampleur que celle de la RTT), *(ii)* un aménagement réduction du temps de travail (ou ARTT : l'entreprise recourt au travail en équipes de manière accrue pour compenser la baisse du temps du travail) ou *(iii)* une réduction réorganisation du temps de travail (le recours au travail posté par la firme fait plus que compenser la baisse de la durée du travail).

Le rôle – plutôt positif – joué par la possibilité laissée aux entreprises d'un recours accru au travail en équipes (*ou travail posté*) lors d'une réduction du temps de travail dans les modèles de demande de travail a souvent été souligné, tant au niveau des créations d'emplois globales (Calmfors et Hoel [1989], de Regt [2002]) qu'au niveau des créations d'emplois par qualification (Gilles et L'Horty [2003] par exemple) générées par des dispositifs d'incitation à la réduction du temps de travail de type Robien, AubryI ou Aubry II. En revanche, les modèles macroéconomiques en équilibre partiel (Garofalo et Vinci [2001]) comme en équilibre général (Cette et alii [1986], Langot et Pucci [1997], Fitzgerald [1998] ou Garofalo et alii [2000]) parviennent à des conclusions plus contrastées. Ainsi, contrairement aux résultats obtenus par Fitzgerald [1998] ou

de Garofalo et Vinci [2001], Langot et Pucci [1997] mettent en avant qu'une RTT accompagnée de réorganisations doit conduire à des créations d'emplois plus faibles qu'en l'absence de réorganisations – même en l'absence de compensation salariale –, ceci en raison de l'octroi de primes de rémunération pour horaires atypiques suite à l'extension du recours au travail posté. Chez Garofalo et alii [2000] – qui considèrent un modèle à deux secteurs (protégé et concurrentiel) –, l'augmentation de l'emploi agrégé lors d'une RTT accompagnée de réorganisations est à mettre au crédit d'une augmentation du nombre d'équipes qui fait plus que compenser la baisse du nombre de personnes constituant chaque équipe.

L'objectif du présent document est d'évaluer de quelle manière la DUE et le recours au travail posté ont évolué suite à la RTT dans le cadre des lois Robien, Aubry I et Aubry II. Menée dans le secteur des entreprises industrielles, l'enquête de la Banque de France sur la DUE contient des renseignements sur la structure du travail posté, l'organisation du temps de travail et de fonctionnement des équipements productifs. Sur la base de ces informations, nous avons construit des indicateurs de recours au travail posté et de niveau de la DUE.

Néanmoins, les différences brutes constatées dans la variation de la DUE et l'intensité de recours au travail posté sur la période où les lois de RTT ont été appliquées peuvent être fortement reliées aux caractéristiques organisationnelles des entreprises passées aux 35 heures par rapport aux autres. Pour nous en amender et savoir quelle place il reste pour une influence directe de la RTT sur la DUE, l'intensité et la fréquence de recours au travail posté, nous avons apparié l'enquête sur la DUE au fichier de suivi des accords convention de RTT afin de disposer de la date de signature et de passage exacte des entreprises aux 35 heures. La méthode de la double différence (Abadie [2005], Smith et Todd [2005]) a été ensuite utilisée sur les échantillons ainsi constitués. Nous aboutissons aux conclusions suivantes : la RTT a occasionné en 2000 une baisse de la DUE de 5 à 10 points de pourcentage dans les entreprises aux 35 heures par rapport aux autres entreprises. En 2001 par contre, l'évolution de la DUE semble avoir été de même ampleur dans les deux types de firmes. En outre, si un recours accru au travail posté a été observé dans les entreprises aux 35 heures en 2001, il semble davantage être à mettre au crédit des différences de caractéristiques organisationnelles séparant les entreprises passées aux 35 heures des autres entreprises.

Le plan du présent document est le suivant. La section 2 présente les indicateurs de DUE et de recours au travail posté considérés ainsi que les statistiques descriptives comparant les niveaux et les évolutions de ces variables sur les périodes encadrant le passage aux 35 heures. La section 3 liste les variables susceptibles d'affecter à la fois le DUE et le passage aux 35 heures. La section 4 expose la méthodologie utilisée et les estimateurs considérés. La section 5 présente les résultats et la section 6 conclut.

## 2 RTT et DUE : quelques statistiques descriptives

### 2.1 Des indicateurs pour la mesure de la DUE

La durée d'utilisation  $U_i$  d'un équipement  $i$  impliqué dans le processus de production de l'entreprise correspond à sa durée de fonctionnement sur une période de référence, la semaine par exemple. Si nous considérons l'ensemble des équipements contribuant à la production et  $n_i$  le nombre d'équipes opérant sur  $i$ , la *DUE* correspond à une moyenne des durées d'utilisation des machines  $K_{n_i}$  pondérées par le poids de chacun de ces équipements dans le stock total  $K$  des machines mobilisées par l'unité productive :

$$DUE \equiv \sum_{i=1}^M U_i k_{n_i} \text{ avec } k_{n_i} \equiv \frac{K_{n_i}}{K} \text{ et } \sum_{i=1}^M K_{n_i} = K \quad (1)$$

où  $M$  est le nombre d'équipements utilisés par l'entreprise. Cette mesure de la DUE est considérée comme étant directe puisque évaluée directement à partir des  $k_{n_i}$  et des  $U_i$  mesurées sur la période de référence. Cela suppose en particulier que les entreprises connaissent parfaitement ces deux données. Cette hypothèse, raisonnable pour des petites entreprises –  $k_1 = 1$  à l'extrême lorsque l'entreprise fonctionne avec un unique équipement – peut sembler forte dès lors que l'unité est de plus grande taille, les risques d'erreurs de mesure étant alors plus importants (Bosworth et Cette [1995]). Pour contourner ces difficultés, une série de mesures dites indirectes sont proposées, qui reposent (*i*) sur la mesure du travail posté ou (*ii*) sur la consommation d'électricité (ou d'énergie) des entreprises.

Au regard des questions posées autour des implications de la RTT en termes de recours accru ou non au travail en équipes, nous nous consacrerons exclusivement à l'évaluation d'indicateurs de type (*i*). Celles-ci reposent sur plusieurs hypothèses.

#### 2.1.1 D'une mesure hebdomadaire de la DUE...

La première consiste à dire que les salariés à la production sont organisés en équipes qui se succèdent et qu'une équipe ne travaille que sur un seul équipement. Le salarié d'une équipe  $j$  opérant sur l'équipement  $i$  ayant une durée de travail hebdomadaire  $h_{i,j}$ , cette hypothèse se traduit par :

$$U_i = \sum_{j=1}^{n_i} h_{i,j} \quad (2)$$

où  $n_i$  est le nombre d'équipes se succédant sur l'équipement  $i$ . En raison de la non disponibilité fréquente de mesures concernant  $h_{i,j}$ , la deuxième hypothèse stipule que cette durée est la même pour toutes les équipes, quel que soit le type d'équipement

utilisé<sup>1</sup> :

$$h_{i,j} = h, \forall i, j \quad (3)$$

En combinant (1), (2) et (3), on obtient l'écriture de la DUE hebdomadaire  $DUE_h$

$$DUE_h = h \sum_{i=1}^M n_i k_{n_i} \quad (4)$$

Nous considérons que  $N_{n_i}$  (respectivement  $N$ ) désigne les effectifs concernés par le travail sur l'équipement  $i$  (respectivement l'ensemble des effectifs de l'entreprise). La troisième hypothèse suppose que les intensités capitalistiques associées au travail en  $n_i$  équipes sont proportionnelles à celle du travail non posté (ie. en une équipe) et que ces proportions

$\left( \alpha_i \equiv \frac{\frac{K_{n_i}}{N_{n_i}}}{\frac{K_1}{N_1}} \right)$  sont constantes. En ré-écrivant  $k_{n_i}$  en fonction de l'intensité

capitalistique pour ces équipements, de la part des effectifs  $\left( p_i \equiv \frac{N_{n_i}}{N}, \sum_{i=1}^M p_i = 1 \right)$  affectés par l'entreprise sur  $i$  et de l'intensité capitalistique associée à l'ensemble du stock de capital, et en utilisant (4), on montre que la DUE peut s'exprimer ainsi (Sylvain [2004]) :

$$DUE_h = h \frac{\sum_{i=1}^M n_i \alpha_i p_i}{\sum_{i=1}^M \alpha_i p_i} = h \times TP \quad (5)$$

Seuls les  $\alpha_i$  demeurent inconnus. Deux alternatives sont envisagées.

La première alternative consiste à égaliser  $\alpha_i$  à l'inverse du nombre d'équipes se succédant sur les équipements  $i^2$  ; l'indicateur de recours au travail en équipe  $TP$  correspond alors à la moyenne harmonique des  $n_i$  :

$$TP = TPOSH \equiv \left( \sum_{i=1}^M \frac{p_i}{n_i} \right)^{-1} \quad (6)$$

qui correspond au nombre de postes occupés simultanément, ie. au nombre total de salariés  $N$  rapporté à la somme des travailleurs mobilisés instantanément par chaque système d'organisation en  $n_i$  équipes (Bosworth et Cette [1995]).

La deuxième alternative égalise  $\alpha_i$  à l'unité : l'intensité capitalistique sur des équipements en  $n_i$  équipes successives est égale à celle sur des équipements occupés

---

<sup>1</sup>Comme le soulignent Bosworth et Cette [1995], on note une relation décroissante entre le nombre d'équipes se succédant et la durée du travail d'un salarié travaillant dans une de ces équipes. Néanmoins, ce problème se pose davantage pour des systèmes de travail plus rarement répandus comme le fonctionnement de l'organisation en continu (toute la semaine, 24h sur 24).

<sup>2</sup>En fait, l'intensité capitalistique pour des équipements sur lesquels le travail est organisé en  $n_i$  équipes successives est égale à  $\frac{1}{n_i}$  fois celle des équipements sur lesquels n'opère que des salariés non postés. De ce fait, le recours au travail posté permet d'économiser du capital, (Sylvain [2004]).

par des salariés non postés. Dans ce cas, l'indicateur d'intensité de recours au travail posté correspond à une moyenne arithmétique des  $n_i$  :

$$TP = TPOSA \equiv \sum_{i=1}^M n_i p_i \quad (7)$$

Les deux indicateurs de la DUE hebdomadaire qui en résulte (notés respectivement  $DUEH_h$  et  $DUEA_h$ ) sont de bonnes indications du niveau de la DUE dès lors que (i) l'intensité capitalistique est la même pour tous les équipements, ou (ii) qu'un seul type d'organisation du travail posté est utilisé par la firme. Sinon,  $TPOSA$  prend des valeurs plus élevées que  $TPOSH$  car une moyenne arithmétique est toujours supérieure ou égale à une moyenne harmonique et  $TPOSA$  pondère plus fortement que  $TPOSH$  les équipements les plus capitalistiques sur lesquels se succèdent souvent un plus grand nombre d'équipes. A partir des données d'une enquête menée par le Ministère de l'Emploi et de la Solidarité et sur la période (1957-1986), Cette [1990] confirme ces propriétés, tout comme plus tard Bosworth et Cette [1995] sur la base de l'année 1989 de l'enquête sur la DUE (Banque de France).

Les mesures  $DUEH_h$  et  $DUEA_h$  reposent sur de nombreuses hypothèses. Elles sont également directement reliées à la durée du travail hebdomadaire et à la structure du travail posté, comme suggéré par la littérature (Calmfors et Hoel [1989], de Regt [2002]). Une manière de déconnecter l'indicateur de travail posté de celui de la DUE est d'approcher cette dernière par des mesures sur les consommations d'électricité (et d'énergie plus généralement) nécessaires au processus de production. L'idée est de rapporter la consommation totale d'électricité  $E$  sur la semaine à la consommation potentielle d'électricité  $E^*$ , ie. si tous les équipements fonctionnaient en continu :  $U = \frac{E}{E^*}$  ; cette approche nécessite d'estimer la consommation potentielle, elle-aussi inconnue du chercheur. C'est la voie choisie par Heyer [1995] qui utilise des données annuelles agrégées provenant d'Electricité de France sur la consommation d'énergie des grosses entreprises. L'un des principaux résultats de l'étude réside dans ce que l'auteur met ensuite en évidence l'existence d'une relation stable, *i.e.* d'une relation de cointégration entre  $U$ , le taux d'utilisation des capacités de production et la durée d'utilisation des équipements  $DUE_h$  :  $U$  est d'autant plus élevée que la DUE et le taux d'utilisation des capacités de production le sont. Cette méthode présente aussi d'autres avantages et d'autres inconvénients (Bosworth et Cette [1995], Heyer [1995]). En outre, l'enquête sur la DUE ne fournit pas de renseignement sur la consommation d'énergie des entreprises. Ce sont les raisons pour lesquelles nous n'avons pas pu abordé une telle approche aux côtés de celle basée sur le recours au travail en équipes.

### 2.1.2 ...vers une mesure annuelle de la DUE?

Jusqu'ici nous n'avons discuté que de mesures de la DUE sur la base de la semaine et non de l'année. Une mesure de la DUE annuelle pourrait pourtant s'avérer intéressante, particulièrement dans le cadre du passage aux 35 heures où la baisse du

temps de travail ne s'est pas seulement faite par le biais une baisse quotidienne voire hebdomadaire (une demi-journée ou une journée de travail en moins) de la durée du travail. Les autres modalités sont les suivantes (Doisneau et Daniel [1998]) : une annualisation du temps de travail ("modulation de type II ou III"), des jours de repos supplémentaires sur l'année, des rajouts de ponts et jours fériés précédemment non accordés, des semaines courtes et longues alternées (avec une journée de congé par quinzaine). Sur la base des accords Robien (1996-1998) et des premiers accords Aubry I (*i.e.* avant 2000), Fournier et alii [2001] montrent que l'octroi de jours de congés supplémentaires et l'annualisation sont les modalités les plus fréquemment retenues (49 et 42% des cas respectivement dans l'industrie à la fin de l'année 2000).

Evaluer la DUE annuelle  $DUE_a$  suppose que nous disposons des données directes sur la DUE, voire sur le travail posté et la durée du travail sur toutes les semaines de fonctionnement de l'entreprise, ce qui n'est pas le cas. Matthey et Strongin [1997] proposent l'alternative suivante :

$$DUE_a = \frac{\text{nombre de semaines}}{\text{an}} \times \frac{\text{nombre de jours}}{\text{semaine}} \times \frac{\text{nombre d'équipes}}{\text{jour}} \times \frac{\text{nombre d'heures}}{\text{équipe}}$$

Néanmoins, nous nous trouvons confrontés à davantage de problèmes que ceux rencontrés pour l'évaluation sur la semaine : le nombre d'heures par équipe et par jour ne peut être approché que par la *durée du travail offerte* divisée par 5 (si la semaine de travail moyenne d'une équipe compte 5 jours), le nombre d'équipes par jour doit être évalué par un des indicateurs du type de ceux évoqués à la sous-section précédente et le nombre moyen de jours travaillés dans la semaine n'est pas non plus connu, sauf à utiliser la donnée renseignant le nombre de jours d'arrêt de l'exploitation de l'entreprise sur la semaine. Si nous remplaçons les trois derniers termes par un des indicateurs de la DUE hebdomadaire évoqués dans la section ci-dessus,  $DUE_a$  est juste obtenue en multipliant  $DUE_h$  par le nombre de semaines de fonctionnement de l'entreprise sur un an. Comme le soulignent Bosworth et Cette [1995], cela suppose que la DUE hebdomadaire ne change pas d'une semaine sur l'autre. Il reste alors à déterminer le nombre de semaines de fonctionnement de l'entreprise sur l'année, renseignement dont nous ne disposons pas non plus. Cependant, l'enquête sur la DUE précise le nombre de jours d'arrêt de l'exploitation sur l'année pour divers motifs : congés payés, jours fériés, activité saisonnière ou autre (dont le chômage partiel, les intempéries, les problèmes techniques, les grèves). Une approximation du nombre de semaines de fonctionnement des équipements productifs sur l'année pourrait ainsi être :

$$NBSEM = 52 - \left( \frac{\text{nombre de samedis et de dimanches}}{7} \right) - \left( \frac{\text{somme des jours d'arrêt par an}}{7} \right)$$

tout en tenant compte du fait que certaines entreprises fonctionnent en continu et ne s'arrêtent pas de produire les week-ends.



## 2.2 Niveaux de la DUE avant et après la RTT

### 2.2.1 Quelques mots concernant l'enquête de la Banque de France sur la Durée d'Utilisation des équipements

L'enquête de la Banque de France sur la Durée d'Utilisation des Équipements concerne environ 1500 à 2500 unités productives de l'industrie (hors secteur de l'énergie) avec un taux de renouvellement de l'échantillon répondant de l'ordre de 47% d'une année sur l'autre. Elle donne des renseignements sur l'organisation du travail dans l'entreprise pour la deuxième semaine de septembre de l'année de l'enquête. D'une part, la durée moyenne du travail hebdomadaire est la moyenne des durées individuelles offertes, ces dernières incluant les heures supplémentaires "habituelles" (ie. fixées par la signature d'accords (ou de conventions) collectif(ve)s). D'autre part, l'organisation du travail est décrite par la répartition des effectifs sur les divers types de travail en équipes, lorsque l'entreprise y recourt. Il recouvre : (i) le travail en deux équipes (ou en discontinu), une organisation dont le but est d'allonger la journée de fonctionnement des machines tout en conservant un temps d'arrêt quotidien ; (ii) le travail en trois équipes (ou en semi-continu) qui voit se succéder trois équipes sur chaque journée, sans interruption de la production sauf le samedi et le dimanche ; et (iii) le travail en continu organisé de telle sorte que les équipements fonctionnent 24 heures sur 24, 7 jours sur 7. A partir de ces informations et en supposant que le travail continu correspond à un travail en cinq équipes<sup>3</sup> (Sylvain [2004] ou Heyer et alii [2004]), nous avons construit deux indicateurs de moyennes harmonique et arithmétique.

### 2.2.2 Comment évaluer la variation de la DUE lors du passage aux 35 heures?

Afin d'évaluer la variation de la DUE consécutive au passage aux 35 heures, il convient d'observer – avant et après l'adoption de la RTT – les niveaux de la DUE. Le processus de RTT étant continu entre 1996 et 2003, ceci suppose que nous nous fixions une date avant et après la RTT.

Or, d'une part, la durée hebdomadaire légale a été abaissée à 35 heures dès le 1<sup>er</sup> janvier 2000 pour les entreprises de plus de 20 salariés (qui concentrent la plus grande partie des salariés de l'économie) et au 1<sup>er</sup> janvier 2002 pour les autres. D'autre part, parmi les entreprises de plus de 20 salariés qui emploient 87% de l'ensemble des salariés passés aux 35 heures<sup>4</sup> entre la mi-juin 1998 et la mi-juin 2003 dans le cadre des lois Aubry I et Aubry II, 65% (employant 66% des salariés concernés par les 35 heures) ont réduit le temps de travail de leurs employés avant octobre 2000, et 85% (employant 80% des salariés concernés par les 35 heures) avant octobre 2001 (voir

---

<sup>3</sup>Alternativement nous aurions pu envisager que cette organisation repose sur la succession de quatre équipes, comme le suggéraient ces mêmes auteurs. Seule change l'interprétation des coefficients (cf. Sylvain [2003]).

<sup>4</sup>Il s'agit de l'ensemble des entreprises, tous secteurs confondus.

DARES [2005])<sup>5</sup>. Enfin, comme l’indique l’annexe 1, pour les années postérieures à 2001, nous nous heurtons à quelques limites de l’enquête sur la DUE : la non disponibilité de facteurs – autres que la RTT – susceptibles d’influencer la DUE et la restriction de l’échantillon d’étude aux entreprises de 20 salariés et plus. Ce sont les raisons pour lesquelles nous considérerons les années 2000 et 2001 comme années d’observation de la DUE après le passage aux 35 heures.

Concernant la date avant le passage aux 35 heures (ou “date de référence”) qui doit servir de point de comparaison pour la mesure de l’évolution de la DUE liée à la RTT, nous avons retenu l’année 1995. En effet, cette date constitue la dernière année d’enquête sur la DUE avant l’adoption des lois incitatives de RTT Robien, Aubry I et Aubry II – le processus commençant avec la loi de Robien dès le mois de juin 1996 ; envisager une date postérieure peut nous exposer à capter des interactions entre l’environnement économique lié (ou consécutif) à la RTT et le comportement des firmes, ou à capter des influences du comportement des entreprises déjà aux 35 heures sur celui des autres firmes. Enfin, le choix d’une année particulière comme date initiale (ou de référence) peut faire dépendre nos résultats de l’état de la conjoncture économique, particulièrement si nous considérons l’année 1992-1993, année de récession économique durant laquelle la DUE a chuté (Sylvain [2001]).

### 2.2.3 Statistiques descriptives sur l’évolution de la DUE

Le tableau 1 compare les entreprises ayant signé un accord de RTT entre 1996 et 2000 ou non aux autres. En raison du fort taux de “turnover” sur les entreprises présentes dans l’enquête sur la DUE – en moyenne 47% des entreprises disparaissent de l’échantillon d’une année d’enquête sur l’autre, nous avons distingué les résultats suivant que nous considérons l’ensemble des entreprises présentes en 1995 ou en 2000 (échantillon non cylindré) ou seulement les entreprises présentes dans ces deux années d’enquête à la fois (échantillon cylindré – *échantillon dont la taille n’est que d’un cinquième de celle de l’échantillon non cylindré*).

En effet, l’intérêt de travailler avec un échantillon cylindré sur deux années d’enquête sur la DUE réside dans le fait de pouvoir comparer l’évolution de la DUE dans les mêmes entreprises. Cependant, cylindrer l’échantillon constitué de l’ensemble des entreprises contenues dans les années 1995 et 2000 – ou 1995 et 2001 – de l’enquête sur la DUE nous amène réduire de cinq sixièmes la taille de l’échantillon de base. L’échantillon cylindré sur la période 1995-2000 (respectivement 1995-2001) compte ainsi 497 (respectivement 434) observations contre 3239 (respectivement 3060) observations pour l’échantillon cylindré correspondant (voir également les tableaux 8 et 9 en annexe).

Il se trouve que les deux échantillons cylindrés (1995-2000 et 1995-2001) contien-

---

<sup>5</sup>Nous renvoyons le lecteur intéressé à Askenazy et alii [2004] pour un descriptif précis des lois de passage aux 35 heures adoptées en France en 1996, en 1998 et en 2000 (lois Robien, Aubry I et Aubry II).

ment des entreprises de plus grande taille que les échantillons non cylindrés correspondants<sup>6</sup>. Comme nous l'avons vu à la sous-section précédente, le calcul d'un indicateur pour la DUE ou l'intensité de recours au travail posté est entâché d'erreurs de mesure d'autant plus importantes que l'entreprise comprend un nombre élevé d'équipements ayant des durées de fonctionnement diverses et donc que l'entreprise est de taille conséquente.

Par conséquent, nous présenterons dans la suite de cette analyse les résultats basés sur les deux types d'échantillons, cylindrés ou non.

**Entre 1995 et 2000, la DUE a diminué dans les entreprises passées aux 35 heures avant 2001 par rapport aux autres, quel que soit l'échantillon considéré.**

**Dans l'échantillon non cylindré,** au sein des entreprises ayant signé un accord de RTT avant 2001 et par rapport aux autres entreprises, la DUE hebdomadaire a baissé de 4,6 points entre 1995 et 2000 (tableau 1, colonne 3) et ce quel que soit l'indicateur retenu<sup>7</sup> ( $DUEH_h$ ,  $DUEA_h$ ). Dans le même temps, la durée du travail hebdomadaire a diminué de 5,6 points supplémentaires dans les entreprises ayant signé un accord de RTT alors que l'intensité de recours au travail posté a varié de la même manière dans les deux types d'entreprises. La variation de la fréquence globale de recours au travail en équipes ( $TP$ ) a été de la même ampleur dans les deux types d'entreprises (+0,1 point de pourcentage), une baisse relative (ie. dans les entreprises ayant signé un accord de RTT avant 2001 par rapport aux autres) de la fréquence de recours au travail en discontinu ( $DC$ ) et en semi-continu ( $SC$ ) ayant été compensée par une hausse relative du recours au travail en continu ( $CT$ ).

**Dans l'échantillon cylindré,** les mêmes constats s'imposent, moyennant quelques différences non significatives dans la variation du nombre de semaines de fonctionnement des équipements productifs (NBSEM) ou celle de l'indicateur d'intensité de recours au travail posté utilisant une moyenne arithmétique ( $TPOSA$ : +2,5 points contre +0,9 points – tableau 1, colonne 6).

**En revanche, les différences dans les niveaux de la DUE et des indicateurs de recours au travail posté entre les deux types d'entreprises ne sont conséquentes que sur le seul échantillon non cylindré.** Dans l'échantillon non

---

<sup>6</sup>Ce résultat reste vérifié quelle que soit l'année de référence considérée et comprise entre 1992 et 1997.

<sup>7</sup>Aucun test n'a été effectué pour "évaluer" la significativité de la double différence dans le cas des échantillons non cylindrés (3<sup>ème</sup> colonne des tableaux 2.1 et 2.2 en particulier). Notre objectif dans cette section était seulement de comparer les variations – du point de vue de leur ampleur – des variables considérées entre les deux populations considérées, selon le type d'échantillon retenus. Nous y revenons plus tard dans ce chapitre.

Tableau 1: Différences entre les entreprises *ayant signé un accord de RTT (entre 1995 et 2000)* et les autres dans les niveaux de la durée d'utilisation des équipements, de ses composantes et dans les taux de croissance de ces variables suite à l'adoption de la RTT.

Echantillon Variable / Période	Non cylindré			Cylindré		
	1995	2000	1995 – 2000 <sup>a</sup>	1995	2000	1995 – 2000 <sup>a</sup>
<i>DUEH<sub>h</sub></i>	0	–	–4,6 <sup>b</sup>	0	0	–5,5 <sup>***b</sup>
<i>DUEA<sub>h</sub></i>	+++	0	–4,6	0	0	–3,8*
<i>TPOSH</i>	0	++	+0,8	0	0	+0,6
<i>TPOSA</i>	+++	+++	+0,9	0	0	+2,5
<i>h<sup>c</sup></i>	–	---	–5,6	0	---	–5,9 <sup>***</sup>
<i>DUEH<sub>a</sub></i>	++	0	–4,2	0	0	–4,1*
<i>DUEA<sub>a</sub></i>	+++	0	–3,9	0	0	–2,0
<i>NBSEM</i>	+++	+++	+0,3	0	0	+1,6
<i>TP<sup>d</sup></i>	+++	+++	+0,1	0	0	+0,6
<i>DC</i>	+++	+++	–1,0	0	0	–1,7
<i>SC</i>	+++	0	–3,8	0	0	–3,0
<i>CT</i>	+++	+++	+1,8	0	0	+4,8*

Source : années 1995 et 2000 de l'enquête sur la DUE appariées avec le fichier de suivi des accords - conventions de RTT (version de mai 2003).

Champs : entreprises industrielles (hors énergie) ayant signé ou non un accord de RTT avant 2001.

Notes : niveaux de significativité (test de Student) : + ou – (respectivement ++ ou --, respectivement +++ ou ---) indique une différence significativement positive ou négative à 10% (respectivement à 5%, respectivement à 1%); pour la colonne 6 : \*(10%), \*(5%) et \*(1%); pour la colonne 3 : significativité non évaluée. <sup>a</sup>Taux de croissance entre 1995 et 2000. <sup>b</sup>Points de pourcentage. <sup>c</sup>Durée du travail hebdomadaire. <sup>d</sup>Sigles : TP (respectivement DC, SC ou CT) renvoie à la fréquence de recours au travail posté (respectivement en discontinu, en semi-continu ou en continu). NBSEM renvoie au nombre de semaines de fonctionnement de l'exploitation par an. Voir l'annexe 2.

Lecture : sur la base de l'échantillon non cylindré et de l'indicateur de la DUE utilisant une moyenne arithmétique, la DUE était plus élevée en 1995 (à un seuil de 1%) dans les entreprises ayant signé un accord RTT avant 2001 que dans les autres, mais son évolution y a été plus faible de 4,6 points de pourcentage.

Tableau 2: Différences entre les entreprises *ayant signé un accord de RTT (entre 1995 et 2001)* et les autres dans les niveaux de la durée d'utilisation des équipements, de ses composantes et dans les taux de croissance de ces variables suite à l'adoption de la RTT.

Echantillon Variable / Période	Non cylindré			Cylindré		
	1995	2001	1995 – 2001 <sup>a</sup>	1995	2001	1995 – 2001 <sup>a</sup>
<i>DUEH<sub>h</sub></i>	++	0	-1,0 <sup>b</sup>	0	0	0,4 <sup>b</sup>
<i>DUEA<sub>h</sub></i>	+++	++	-0,2	0	0	1,1
<i>TPOSH</i>	0	++	+3,8	0	0	+6,0***
<i>TPOSA</i>	+++	+++	+5,3	0	0	+6,8**
<i>h<sup>c</sup></i>	-	---	-4,8	0	---	-4,6***
<i>DUEH<sub>a</sub></i>	++	0	-0,2	0	0	+2,7
<i>DUEA<sub>a</sub></i>	+++	0	+1,3	0	0	+4,0
<i>NBSEM</i>	+++	+++	-0,5	0	0	+2,5**
<i>TP<sup>d</sup></i>	+++	+++	+1,2	0	0	+3,1
<i>DC</i>	+++	+++	-0,1	0	0	+1,7
<i>SC</i>	+++	0	-1,0	0	0	+2,8
<i>CT</i>	+++	+++	+2,9	0	0	+7,1**

Source : années 1995 et 2001 de l'enquête sur la DUE appariées avec le fichier de suivi des accords - conventions de RTT (version de mai 2003).

Champs : entreprises industrielles (hors énergie) ayant signé ou non un accord de RTT avant 2002.

Notes : niveaux de significativité (test de Student) : + ou - (respectivement ++ ou --, respectivement +++ ou ---) indique une différence significativement positive ou négative à 10% (respectivement à 5%, respectivement à 1%); pour la colonne 6 : \*(10%, \*\*(5%) et \*\*\* (1%); pour la colonne 3 : significativité non évaluée. <sup>a</sup>Taux de croissance de la variable entre 1995 et 2001. <sup>b</sup>Points de pourcentage. <sup>c</sup>Durée du travail hebdomadaire. <sup>d</sup>Sigles : voir l'annexe 2 et le tableau 1.

Lecture : voir le tableau 1.

cylindr , l'intensit  de recours au travail post  (*TPOSH*, *TPOSA*) est significative-  
ment plus  lev e (aux seuils de 5% et 1% respectivement<sup>8</sup>) en 2000 dans les entreprises  
ayant sign  un accord de RTT avant 2001. De m me, le nombre de semaines de fonc-  
tionnement des  quipements productifs, ainsi que les fr quences de recours au travail  
post  global, en discontinu et en continu sont moins  lev es – aussi bien en 1995 qu'en  
2000 – dans les firmes rest es   39 heures. Si nous passons   l' chantillon cylindr ,  
aucune des diff rences significatives pr c demment  voqu es dans les niveaux des va-  
riables sur l' chantillon non cylindr  n'est retrouv e, exception faite d'un niveau de  
la dur e du travail hebdomadaire plus faible en 2000 dans les entreprises ayant sign   
un accord de RTT.

**Entre 1995 et 2001, l'intensit  de recours au travail post  a cru dans les  
firmes pass es aux 35 heures avant 2002 par rapport aux autres.** Si    
pr sent nous consid rons l'ann e 2001 comme date apr s le passage aux 35 heures,  
nous voyons que la variation de la DUE entre 1995 et 2001 est de m me ampleur dans  
les entreprises ayant sign  un accord avant 2002 par rapport aux autres et ce, quel  
que soit l' chantillon retenu, *i.e.* cylindr  ou non.

De mani re concomitante   la baisse relative de la dur e du travail – plus faible  
entre 1995 et 2001 qu'entre 1995 et 2000 (suivant l' chantillon – de -5,6 ou -5,9  
(tableau 1)   -4,8 ou -4,6 (tableau 2)), l'intensit  relative de recours au travail en  
 quipes s'est accrue de 3,8 ou 5,3 points de pourcentage ( chantillon non cylindr )    
6,0 ou 6,8 points de pourcentage ( chantillon cylindr ). Alors que la DUE annuelle  
avait relativement moins baiss  que la DUE hebdomadaire sur la p riode 1995-2000,  
elle a relativement plus augment  que cette derni re sur la p riode 1995-2001. En  
outre, la fr quence de recours au travail post  – et plus particuli rement celui au  
travail en continu – a l g rement augment  dans les entreprises ayant sign  un accord  
avant 2002 relativement aux autres (+2,9 ou +7,1 pour 1995-2001 (tableau 2) contre  
+1,8 ou +4,1 pour 1995-2000 (tableau 1)).

**Les diff rences dans les niveaux des m mes variables restent nulles.** Du  
reste, les diff rences soulign es dans les niveaux de la DUE ou du recours au travail  
post  subsistent entre les firmes ayant sign  un accord avant 2002 et les autres sur  
l' chantillon non cylindr . Sur l' chantillon cylindr , elles restent nulles.

**Des diff rences d' volution relative sur les p riodes 1995-2000 et 1995-  
2001   mettre au cr dit un changement de composition de l' chantillon  
d' tude?** Comme nous venons de le voir, la DUE a baiss  dans les entreprises  
pass es aux 35 heures avant 2001 par rapport aux autres entreprises et l'intensit  de  
recours au travail post  a augment  dans les firmes ayant adopt  une RTT avant 2002

---

<sup>8</sup>Toujours sur la base de tests de Student, men s sur les diff rences de moyennes calcul es – cette  
fois – sur les niveaux des variables consid r es.

par rapport aux autres firmes. Etant donné le fort taux de turnover auquel l'enquête sur la DUE est soumise, nous désirons savoir si ce sont les mêmes entreprises qui – passées aux 35 heures entre 1995 et 2000 – ont vu à la fois leur DUE baisser en 2000 et leur intensité de recours au travail posté augmenter en 2001 par rapport aux autres entreprises. Lorsque nous cylindrons l'échantillon sur 283 entreprises retrouvées sur les trois années 1995, 2000 et 2001, nous voyons que cela n'est pas le cas. L'hypothèse d'un investissement différé dans les entreprises passées aux 35 heures entre 1995 et 2000 ne peut être mise en évidence<sup>9</sup>.

Par conséquent, les différences que nous obtenons dans les statistiques descriptives sur les deux périodes sont plutôt à mettre au crédit d'un changement de composition de l'échantillon, *i.e.* l'entrée ou la sortie de l'échantillon – entre 2000 et 2001 – de nouvelles entreprises restées aux 39 heures, ou passées aux 35 heures en particulier entre 2000 et 2001.

**Le message sur les différences tant dans les niveaux que dans les taux de croissance des indicateurs est robuste à la date d'adoption retenue pour la RTT.** Enfin, nous avons jusqu'ici choisi comme indicateur d'adoption de la RTT la date de signature d'un accord de RTT par l'entreprise. Comme la baisse de la durée du travail doit être mise en application lors du passage effectif de la firme aux 35 heures, nous avons également envisagé la date de passage effective des entreprises comme indicateur de l'adoption d'une RTT par la firme. Les mêmes observations que précédemment peuvent être faites, à ceci près que les baisses relatives de la durée du travail et de la DUE sont plus élevées sur les deux périodes 1995-2000 et 1995-2001 et que la hausse relative de l'intensité de recours au travail posté est plus faible pour 1995-2001 et que des différences plus marquées dans les niveaux des variables considérées sont maintenant à noter sur l'échantillon cylindré (en particulier pour l'année 2001<sup>10</sup>).

EN RESUME, que nous considérons la date de signature de l'accord de RTT par l'entreprise ou la date de passage effective de celle-ci aux 35 heures, les échantillons cylindrés ou non cylindrés, la baisse du temps de travail s'est accompagnée – dans les entreprises aux 35 heures et *relativement* aux autres entreprises – (*i*) d'une baisse *relative* de la DUE (hebdomadaire ou annuelle) et d'une stagnation du recours au travail posté (mesuré par les indicateurs de moyenne harmonique ou arithmétique) entre 1995 et 2000, (*ii*) d'une stagnation de la DUE et d'une hausse de l'intensité de recours au travail posté entre 1995 et 2001.

---

<sup>9</sup>Nous retrouvons ce résultat si nous faisons varier l'année de référence de 1992 à 1997. Comme dans le cas des tableaux 1 et 2, et sur les échantillons cylindrés, des tests de Student ont été utilisés sur les différences de taux de croissance moyens entre les deux échantillons d'entreprises passées ou non aux 35 heures.

<sup>10</sup>Les tableaux correspondants n'ont pas été reportés dans ce document mais sont disponibles auprès de l'auteur.

### 3 Déterminants potentiels du passage aux 35 heures et du niveau de la DUE

Dans la section précédente et à partir des échantillons non cylindrés, nous avons mis en évidence le fait que les entreprises qui ont adopté une RTT entre 1995 et 2000 ou entre 1995 et 2001 présentaient un niveau de DUE plus élevé que les autres, que ce soit avant ou après leur passage aux 35 heures. De même, l'intensité de recours au travail posté est plus forte chez les premières nommées que chez les secondes, que nous considérons les indicateurs utilisant une moyenne harmonique ou ceux utilisant une moyenne arithmétique.

Toutefois, de nombreux facteurs sont susceptibles d'affecter à la fois le niveau de la DUE et le passage aux 35 heures – particulièrement si le passage aux 35 heures se fait dans le cadre des lois Robien, Aubry I ou Aubry II, où les accords négociés étaient souvent accompagnés de réorganisations de type modulation-annualisation du temps de travail – créant ainsi un biais de sélection. En fait, les entreprises passées aux 35 heures comme celles restées aux 39 heures ont pu modifier leur DUE ou le recours au travail posté pour des raisons indépendantes de la RTT. Du même coup, les écarts bruts constatés dans l'évolution de la DUE et du recours au travail posté ne reflètent pas un effet pur de la RTT sur ces variables.

Pour obtenir une évaluation de ce dernier, il convient de tenir compte de ces différences. Outre les données sur la structure du travail posté, l'enquête de la Banque de France sur la Durée d'Utilisation des Equipements fournit aussi des renseignements sur plusieurs des variables. Cette section en dresse une liste sur la base de la littérature économique<sup>11</sup>.

#### 3.1 L'intensité capitalistique de l'activité productive de l'entreprise

Le *niveau de la DUE* est a priori d'autant plus important que l'activité de production est plus intense en capital relativement au travail (conditions de production "lourdes"). L'allongement de la DUE constitue une économie de capital fixe : plus le volume et le coût des machines impliquées dans le processus de production sont importants, plus l'optimisation effectuée par l'entrepreneur – qui tient compte des coûts spécifiques liés au travail posté (tels que les primes pour le travail la nuit ou le week-end) – l'amène à développer le travail en équipes afin de maximiser les flux de

---

<sup>11</sup>L'objectif n'est ici ni de décrire les comportements microéconomiques d'offre ou de demande de travail en équipes, ni les conséquences de ces comportements au niveau macroéconomique, en équilibre général. Le lecteur intéressé pourra se référer (*i*) à la revue de la littérature de Bosworth et Heathfield [1995] qui inclut une (riche) typologie des modèles de demande et d'offre de travail posté et (*ii*) aux développements plus récents de Garcia Sanchez et Vasquez Mendez [2005] pour une approche en équilibre partiel et de Fitzgerald [1998], Hornstein [2002] ou Dupaigne [2002] pour des approches en équilibre général.



services du capital installé, augmentant ainsi le rendement du capital<sup>12</sup> (Abou et alii [1990], Cette, Durand et Tyl [1986]). La *probabilité de passage aux 35 heures* est a priori plus élevée si l'activité de l'entreprise est plus intense en capital. En effet, lors du passage aux 35 dans le cadre des lois Robien, Aubry I et Aubry II, les accords négociés étaient souvent accompagnés de réorganisations (de type modulation-annualisation du temps de travail). Les heures supplémentaires étant devenues plus coûteuses suite à la R.T.T. légale, la négociation d'accords de R.T.T. avec une modulation des heures de travail pouvaient éviter à l'entreprise de subir une trop forte hausse de ses coûts de production. Dans l'enquête sur la DUE, l'activité principale de l'entreprise peut constituer un indicateur d'intensité capitaliste du processus de production ; nous l'avons considérée au niveau de la NAF36.

### 3.2 La taille de l'entreprise

Dans un même secteur, le recours au travail posté est d'autant plus fréquent et le niveau la DUE d'autant plus élevé que l'entreprise emploie un plus grand nombre de salariés. Par rapport aux autres, les grandes firmes disposent en effet de plus importantes structures (services administratifs,...) et plus fréquemment de l'expérience nécessaire à l'organisation – parfois complexe – du travail en équipes successives – voir Cette, Durand et Tyl [1986]. Ainsi, les petites unités peuvent ne pas être en mesure d'accroître leur niveau de production ou se heurter à un problème de gestion du travail posté via la divisibilité des tâches (nécessité de l'embauche d'une personne chargée du contrôle du travail posté ou perte de productivité liée à l'absence de contrôle – Oi [1980], Bosworth et Cette [1995]). Néanmoins, dans leur étude à partir des ACEMO (Activité et Conditions d'Emploi de la Main d'Oeuvre) et des données de la Centrale De Bilans (Banque de France), Abou et alii [1990] obtiennent des corrélations nulles entre ces deux variables dès lors qu'ils se restreignent aux seules entreprises recourant au travail posté, ceci suggérant que l'intensité du recours au travail posté serait surtout déterminée par la lourdeur des équipements et que les grandes entreprises ont plus de facilité que les autres à mettre en place le travail en équipes. voir aussi Cette [1995]. La taille des entreprises devait aussi importer dans la *probabilité de passage aux 35 heures*, au moins au travers du canal institutionnel : pour bénéficier des aides incitatives, les plus grandes firmes devaient passer plus tôt que les autres et s'engager à créer (ou à ne pas détruire) des emplois à hauteur d'un certain pourcentage de leurs effectifs de départ (cas des lois Robien et Aubry I, voir annexe 2). En outre, la RTT peut être considérée comme un changement organisationnel dans la mesure où l'adoption de dispositifs de modulation-annualisation ou le renforcement de telles structures

---

<sup>12</sup>Une modélisation de ce comportement est trouvée dans les modèles de demande de facteurs de Bosworth et Pugh [1985], avec salaire ou Betancourt et Clague [1981] par exemple. Ces derniers montrent en particulier que la mise en place d'une deuxième équipe constitue une économie des services du capital, d'autant plus forte que le volume de capital est élevé relativement à celui du nombre de salariés, l'accroissement du rendement du capital permettant par exemple de couvrir davantage les surcoûts salariaux générés par le travail de salariés sur les horaires atypiques.

ont fréquemment été négociés lors du passage aux 35 heures (Bunel [2001]), y compris dans l'industrie (deuxième modalité de RTT sur la base des accords signés entre juin 1998 et décembre 2000 – Fournier et alii [2001]). Or, suivant la théorie, la taille aurait son importance dans l'aptitude des entreprises à se réorganiser ou non. En effet, de plus petites unités ont à la fois moins de ressources à consacrer aux investissements et paraissent plus souples à tout changement organisationnel (voir Osterman [1994]).

### 3.3 Le contexte social et institutionnel

Ce dernier peut aussi rentrer en ligne de compte. D'un côté, à conditions de production identiques dans deux entreprises, certaines réorganisations pourront être adoptées dans l'une, mais pas dans l'autre, suivant par exemple le caractère plus ou moins conflictuel des relations entre partenaires sociaux : en particulier, un pouvoir fort des syndicats est susceptible de poser *des limites au développement du travail posté* pour les syndiqués (Bosworth et alii [1995]). D'un autre côté, si l'existence d'obstacles est corrélée négativement avec le taux de croissance de la DUE, elle peut être corrélée positivement avec le *niveau de la DUE*, une augmentation de la DUE ayant a priori moins de chances d'être acceptée par les syndicats ou par le personnel dès lors que le niveau de la DUE est initialement déjà relativement élevé au sein de l'entreprise et que ces modifications de la DUE par le biais d'un recours accru au travail posté engendre des horaires et des rythmes de travail encore plus contraignants pour les salariés. A ce sujet, une partie du questionnaire de l'enquête menée par la Banque de France sur la DUE traite de l'existence d'obstacles institutionnels (législatifs ou réglementaires), liés aux relations sociales (réticences du personnel, position syndicale) ou à des contraintes technologiques (absence de personnel qualifié, goulôts d'étranglement sur les matières premières ou les approvisionnements, obstacles techniques) en cas d'extension de la DUE et du recours au travail posté dans le futur. En outre, de l'avis même des répondants, ces obstacles ne s'avèrent pas systématiquement décisifs dans le "bloquage" d'une hausse de la DUE (voir l'annexe 1 et le questionnaire de l'enquête sur la DUE, Banque de France [2003]).

Comme le souligne Cette [1995], ces obstacles semblent fortement liés à la taille de l'entreprise : par exemple, en 1989, les réticences du personnel ou positions syndicales constituaient l'obstacle le plus cité et étaient reliées positivement aux effectifs. A l'inverse, l'absence de personnel qualifié, deuxième facteur plus important, semblait négativement corrélé avec la taille de l'entreprise<sup>13</sup>. Dans le cadre du *passage aux 35 heures*, une entreprise qui aurait rencontré des obstacles pour allonger sa DUE avant l'adoption des lois Robien, mais surtout Aubry I et Aubry II par le biais d'une extension du travail en équipes (en discontinu, en semi-continu ou en continu) pourraient avoir saisi l'occasion du passage négocié aux 35 heures pour flexibiliser son organisation et passer outre les obstacles rencontrés auparavant.

---

<sup>13</sup>Cette hiérarchie n'apparaît comme étant fixe dans le temps, Lecoupeur [1995 – 2001] soulignant une évolution dans le temps de celle-ci sur la période 1993-2000.

### 3.4 Les déterminants *structurels* et *conjoncturels* de la durée d'utilisation des équipements

L'enquête de la Banque de France sur la DUE contient des renseignements tant sur l'évolution passée de la DUE (indicateur précédemment présenté) que sur les modalités d'évolution de celle-ci. Le *niveau de la DUE* hebdomadaire ou annuelle est a priori corrélé positivement avec la variation de la DUE passée et est également affecté par ses modalités d'évolution (variations *structurelles* de la DUE – Sylvain [2001]), telles la variation du recours au travail posté, de la durée du travail offerte, de l'acquisition de nouveaux équipements ou du chômage partiel. Plusieurs combinaisons sont possibles. Par exemple, la DUE peut avoir augmenté dans le passé et dans la firme si celle-ci a combiné une baisse de la durée du travail et une hausse du recours au travail posté (sur des équipements déjà installés) plus que proportionnelle à la baisse de la durée du travail.

En outre, la DUE peut être modifiée par des variations *conjoncturelles* de l'activité tout en conservant le niveau des équipements installés, ce dont peuvent rendre compte les taux d'utilisation des capacités de production avec ou sans embauche. Dans un modèle d'analyse du choix discret de l'organisation (en une ou deux équipes), Mayshar et Halevy [1997] étudient les déterminants à court terme et à long terme du recours au travail posté. Le stock de capital étant fixé, l'entreprise arbitre entre le nombre d'heures et le nombre de salariés associés à chaque équipe. En cas de choc positif sur la demande de bien et lorsque l'entreprise utilise initialement un système d'organisation du travail en une équipe, les auteurs montrent que la firme a intérêt à augmenter les effectifs de cette équipe – ou bien la durée du travail de ses salariés en cas de coûts fixes du travail élevés – dans un premier temps, voire à mettre en place une deuxième équipe si l'augmentation du prix du bien ou de la demande de bien est telle qu'elle permet de compenser du surcoût lié à la création de cette équipe (prime pour horaires atypiques) afin d'assurer la rentabilité de la deuxième équipe. Ce résultat souligne le rôle "tampon" joué par la DUE, qui permet à l'entreprise de ne pas avoir à accroître ses équipements ou de ne pas diminuer la productivité en embauchant de nouveaux salariés sur la première équipe<sup>14</sup> (effet de congestion). Plusieurs travaux empiriques soutiennent cette thèse, dont Shapiro [1993], qui attribue aux variations procycliques de la DUE la plus grande partie des fluctuations de la productivité globale des facteurs, et Mayshar et Solon [1993] dont le principal résultat réside dans ce que l'équipe tardive contribue aux variations de l'activité à hauteur de deux fois sa part dans le niveau d'emploi total de la firme<sup>15</sup>.

---

<sup>14</sup>Du fait – entre autres – de la prime de rémunération pour horaires atypiques, la deuxième équipe est a priori de plus petite taille, ce qui implique une productivité moyenne plus forte, sauf si cette réorganisation entraîne un accroissement proportionnel des travaux de maintenance ou la mise en place de services auxiliaires (voir Hart [1987] par exemple).

<sup>15</sup>Pus récemment, de nombreux travaux macroéconomiques en équilibre général ont tenté d'expliquer les fluctuations de la DUE par celles de l'activité économique (Dupaigne [2002], Hornstein [2002] par exemple). Ainsi, dans la phase haute du cycle d'activité, Dupaigne [2002] montre que la

Ainsi, en période de hausse de la demande de biens par exemple, l'entreprise peut élever momentanément le niveau de la durée du travail en recourant aux heures supplémentaires – et inversement avec le recours au chômage partiel en cas d'une baisse de la demande de biens –, ce qui a un impact direct sur la DUE, non nécessairement pris en compte par les enquêtés ; les taux d'utilisation des capacités de production sans embauche peuvent approcher ces fluctuations (Sylvain [2001]<sup>16</sup>). Alternativement, l'entreprise peut mobiliser des équipements auparavant sous-utilisés ou inemployés, tout en accroissant ses effectifs salariés sans pour autant modifier la durée du travail de ses salariés, ni l'organisation du travail. Le taux d'utilisation des capacités avec embauches doit permettre d'appréhender le degré de mobilisation des équipements de l'entreprise<sup>17</sup>.

Une hausse de la DUE hebdomadaire ou annuelle dans une entreprise avant son *passage aux 35 heures* peut la rendre réticente quant à l'adoption d'une RTT, dans la mesure où, en l'absence de toute réorganisation, la RTT consisterait une baisse de la DUE. Les déterminants structurels ou conjoncturels de la DUE ont probablement également affecté le fait pour une entreprise d'avoir ou non signé un accord de RTT. Par exemple, un fort taux d'utilisation des capacités de production avec embauches avant le passage aux 35 heures peut témoigner de la capacité de l'entreprise à embaucher pour répondre à une hausse de la demande de biens et la pousser à signer un accord de RTT pour renforcer son organisation tout en bénéficiant des aides financières associées. Les modalités utilisées par l'entreprise pour modifier la DUE annuelle peuvent aussi jouer un rôle.

### 3.5 Nombre de jours d'arrêt de l'exploitation

La durée de la fermeture hebdomadaire de l'entreprise conditionne a priori fortement (négativement) *le niveau de la DUE* tel qu'il a été calculé à la section précédente. En outre, l'enquête sur la DUE fournit également des informations sur le nombre de jours d'arrêt de l'exploitation dans l'année lié à l'attribution de congés payés, au caractère saisonnier de l'activité, aux jours fériés et ponts accordés aux salariés et non récupérés ou à d'autres causes, telles le chômage partiel, les grèves, les problèmes techniques et

---

DUE augmente via l'accroissement parallèle du nombre d'équipes et de la durée du travail.

<sup>16</sup>L'auteur donne l'exemple d'une usine dont les salariés ont un travail organisé en continu et détenant deux machines : initialement une seule des deux machines fonctionne en continu et le niveau de la DUE est alors  $0.5 \times (24 \times 7) + 0.5 \times 0 = 84$ . Si suite à un accroissement de la demande de bien la firme décide de faire fonctionner ses deux machines en continu, la DUE passe à  $0.5 \times (24 \times 7) + 0.5 \times (24 \times 7) = 168$ , doublant ainsi, sans que ni la durée du travail offerte, ni l'organisation du travail n'aient été modifiées.

<sup>17</sup>Le taux d'utilisation des capacités de production  $tuc_{i,t}$  et le taux de marge  $m_{i,t}$  sont reliés par la relation :

$$tuc_{i,t} = \frac{1}{1 + m_{i,t}}$$

Ce mode de calcul est le même que celui utilisé par l'enquête de conjoncture de l'INSEE jusqu'en 2004 (INSEE [2005]).

autres intempéries<sup>18</sup>. Ces jours d'arrêt de exploitation conditionnent les niveaux de la DUE annuelle et hebdomadaire dans une moindre mesure. A l'instar de la fermeture hebdomadaire, ils peuvent être corrélés négativement au niveau de la DUE. C'est ce que rapportent Bresnahan et Ramey [1994] (sur un échantillon de 50 usines US de l'industrie automobile) ou Hall [2000] (sur un échantillon de 14 entreprises de Chrysler sur la période 1990-1994) : les auteurs notent que les arrêts exploitation liés aux vacances, aux ajustements pour inventaires ou autres arrêts de courts termes sont d'importantes sources d'explication de l'évolution de la DUE hebdomadaire. Néanmoins, l'entreprise a pu compenser les arrêts d'exploitation prévus (ie. ceux liés à une activité saisonnière, aux congés payés ou autres ponts et jours fériés) en élevant la DUE sur une semaine de fonctionnement normal<sup>19</sup>. En outre, le nombre de jours de fermeture de l'entreprise sur une semaine et le nombre de jours d'arrêt de son exploitation sur une année doivent nous permettre de tenir compte des contraintes pesant sur l'organisation temporelle de l'entreprise avant *son passage aux 35 heures*. Ces contraintes sont évidemment susceptibles d'affecter la décision de la firme de diminuer le temps de travail de ses salariés, particulièrement dans une perspective d'annualisation du temps de travail négociée.

### 3.6 Probabilité de défaillance

La situation financière de l'entreprise peut également constituer un obstacle tant à l'allongement de la DUE qu'au passage aux 35 heures. Ces deux investissements peuvent s'avérer plus onéreux pour les entreprises connaissant des difficultés financières que pour les autres.

D'un côté, une *initiation du travail en équipes – voire une extension de ce dernier* – constitue un changement organisationnel, parfois complexe dans sa mise en oeuvre (Abou et alii [1990]). De surcroît, l'ouverture de nouveaux postes (équipes supplémentaires) implique pour la firme de faire travailler ses salariés sur des horaires atypiques (équipe de nuit par exemple) nécessitant le versement de primes de rémunération supplémentaires.

D'un autre côté, *le passage aux 35 heures* se caractérise par *(i)* une diminution de la productivité individuelle (via la baisse du temps de travail), partiellement compensée par des gains de productivité horaire liés à la réduction de la fatigue, *(ii)* une baisse de la DUE (qui abaisse le rendement du capital), *(iii)* une hausse du salaire horaire pour compenser la baisse de la durée du travail et *(iv)* des embauches ou des emplois préservés le cas échéant (cas d'accord Robien ou Aubry I en particulier – cf l'annexe 2). De ce fait, les firmes déjà en mauvaise santé financière (probabilité de défaillance élevée) peuvent être plus réticentes à s'engager dans la voie des 35 heures.

---

<sup>18</sup>Le détail de la catégorie "autres" n'étant fourni que pour les années 2000 et 2001, nous considérons cette catégorie comme un tout dans notre analyse.

<sup>19</sup>Dans le cadre de la RTT, l'octroi de journées supplémentaires de congés payés a pu être à l'origine d'un tel phénomène.

Cependant, le montant des baisses de cotisations accordées (aides Robien, Aubry I ou Aubry II) pouvaient abaisser ce coût de passage et les inciter à passer pour allonger la DUE.

Les probabilités de défaillance dont nous disposons sont calculées au sein de l’Observatoire des Entreprises de la Banque de France à partir des données d’entreprises provenant du Fichier Bancaire des ENTreprises de la Banque de France<sup>20</sup>. Elles permettent à la Banque de France de détecter les entreprises connaissant des difficultés financières. En effet, ce calcul emploie la méthode des scores (Bardos [2001] et Bardos, Foulcher et Bataille [2003]) dont l’analyse consiste à distinguer le mieux possible les entreprises défaillantes des autres (analyse discriminante de Fisher). Pour cela, la méthode des scores combine deux étapes (*i*) de détermination des “clignotants du risque”, ie. des ratios calculés à partir de variables comptables quantitatives les plus pertinents pour différencier les deux types d’entreprises – défaillantes ou non<sup>21</sup>, (*ii*) de recherche de la combinaison linéaire (ou score) maximisant la distance séparant les points moyens entre chaque groupe. A l’aide des coefficients estimés dans la relation linéaire déterminée ci-dessus, l’idée est de prévoir pour l’entreprise dont ne connaît pas encore le type son score et donc sa probabilité de défaillance<sup>22</sup>.

Néanmoins et par conséquent, cette variable a de forte chances d’être endogène. Nous nous contenterons par conséquent de vérifier la robustesse des résultats obtenus sans cette variable en l’incluant dans les variables de contrôle. Cependant, dans le cas où les résultats finaux s’avéreraient fortement affectés, ce type de renseignement mériterait un traitement à part.

---

<sup>20</sup>Il s’agit principalement d’entreprises dont le chiffre d’affaire excède 0,75 millions d’euros. Le lecteur intéressé trouvera les conditions minimales précises pour qu’une entreprise figure dans FIBEN dans l’annexe de Bardos [2005].

<sup>21</sup>Ces indicateurs incluent des ratios de gestion du cycle d’exploitation (délais fournisseurs, les dettes fiscales et sociales); des indicateurs de rentabilité (taux de marge et de valeur ajoutée, ratios de rentabilité); des indicateurs de solvabilité (poids des frais financiers dans le résultat) et d’endettement (engagements de crédit-bail, taux d’endettement, part des capitaux propres vis-à-vis d’une mesure du capital engagé). En outre, des informations sont utilisées concernant le fond de roulement net et l’endettement à court terme (liquidités, créances litigieuses et douteuses). Pour une justification détaillée de la pertinence de ces indicateurs, voir Bardos, Foulcher et Bataille [2003] (sous-section 2). Les auteurs donnent également la signification économique des ratios et l’interprétation de leurs contributions aux scores pour différents gros secteurs d’activité (industrie, commerce de gros ou de détail).

<sup>22</sup>La probabilité utilisée est souvent calculée à trois ans. Souvent, les entreprises ne présentent pas de bilan l’année de leur défaillance, ce qui restreint considérablement la taille de l’échantillon pour une analyse à un an. En outre, les variables comptables issues des bilans s’avèrent plus efficaces pour la détection d’une défaillance liée à une détérioration progressive de la santé progressive de l’entreprise plutôt qu’à un accident (perte d’un gros client non anticipée, conflits,...).

## 4 Le modèle économétrique

Dans la section 2, nous avons vu que l'intensité de recours au travail en équipes était plus forte dans les entreprises passées aux 35 heures – avant comme après leur date de passage – que dans les autres entreprises. Par contre, les différences observées dans la DUE étaient moins importantes après le passage aux 35 heures, que nous considérons comme indicateur de recours au travail posté une moyenne harmonique ou une moyenne arithmétique. De plus, la DUE (respectivement l'intensité de recours au travail posté) aurait diminué (respectivement augmenté) dans les entreprises aux 35 heures par rapport à celles restées à 39 heures entre 1995 et 2000 (respectivement entre 1995 et 2001).

Dans la section 3, nous avons ensuite listé une série de caractéristiques organisationnelles d'entreprises, susceptibles – selon la théorie économique et certaines études empiriques antérieures – d'affecter le niveau de la DUE ou la variation de cette dernière, mais aussi d'influencer la décision de la firme d'adopter une RTT. Par conséquent, les écarts bruts relevés dans les statistiques descriptives de la section 2 ne fournissent qu'une évaluation biaisée *a priori* de l'impact direct de la RTT sur la DUE et sur l'intensité de recours au travail posté. Le biais qui en résulte est appelé *biais de sélection* : si les entreprises sont passées plus tôt aux 35 heures et ont développé le recours au travail posté, c'est aussi parce que certaines de leurs caractéristiques organisationnelles les y prédisposaient.

Afin d'évaluer un effet pur de la RTT sur le recours au travail en équipes et sur la DUE dans les entreprises aux 35 heures par rapport aux autres, il est nécessaire de tenir compte des différences de caractéristiques organisationnelles distinguant les deux types d'entreprises. Cette section présente (i) le cadre économétrique qui doit nous permettre d'évaluer l'impact de la RTT sur le recours au travail posté et la DUE tout en tenant compte de ces différences dans les caractéristiques puis (ii) les estimateurs envisagés à cet effet.

### 4.1 Le modèle de sélection en double différence

Comme nous l'avons vu, une des spécificités de l'enquête annuelle sur la Durée d'Utilisation des Equipements est d'être constituée de 1500 à 2500 entreprises, certaines d'entre elles pouvant être interrogées plusieurs années successives, en particulier avant et après leur passage au 35 heures. Cette particularité de l'enquête nous permet d'estimer un modèle en double différences et ainsi de contrôler des différences existant tant dans les exogènes observables que dans les exogènes inobservables.

En effet, les caractéristiques organisationnelles susceptibles d'introduire un biais de sélection peuvent être tant *observables* – les variables exogènes présentées à la section 3 – qu'*inobservables* – les variables exogènes sur lesquelles nous pourrions disposer de renseignements dans une enquête autre que celle sur la DUE mais sur

lesquelles nous n'avons pas d'information pour la présente analyse<sup>23</sup>. Notre objectif est d'estimer l'effet causal de la RTT sur la DUE et le recours au travail posté tout en contrôlant autant que possible des différences de caractéristiques observables et inobservables distinguant les entreprises passées aux 35 heures des autres entreprises.

Le modèle économétrique utilisé est celui développé par Rubin [1974], étendu au cas où *tous* les  $N$  individus  $i$  – ici les firmes – sont observables à deux dates  $t = a$  et  $t = b$ , avec  $a < b$ . Chaque firme est caractérisée par son statut  $T_i$ , à savoir que  $T_i = 1$  si elle est passée aux 35 heures entre  $t = a$  et  $t = b$ ,  $T_i = 0$  sinon<sup>24</sup>.

En outre, à chaque entreprise correspond un triplet de variables de résultat potentiel – l'évolution de la DUE ou de l'intensité du recours au travail posté – ( $Y_{0i,a}, Y_{0i,b}, Y_{1i,b}$ ) dont chaque composante est associé à un statut de l'entreprise – passée aux 35 heures ou non entre  $t = a$  et  $t = b$  – et à la date à laquelle l'entreprise est observée:  $Y_{0i,a}$  est la variable aléatoire correspondant au niveau de la variable d'intérêt avant l'affectation du traitement, que l'entreprise soit ou non passée aux 35 heures entre  $t = a$  et  $t = b$ .  $Y_{1i,b}$  (respectivement  $Y_{0i,b}$ ) est la variable d'intérêt observée à la date  $t = b$  lorsque l'entreprise a adopté (respectivement n'a pas adopté) une RTT entre  $t = a$  et  $t = b$ . Nous notons  $Y_{i,t}$  la variable de résultat dont nous observons effectivement la réalisation à la date  $t$  pour la firme  $i$ .

Enfin, des caractéristiques sont susceptibles d'affecter à la fois  $T_i$  et  $Y_{i,t}$ , qu'elles soient *observables* ( $X_i$ ) – les variables présentées à la section 3 – ou *inobservables* modélisées sous la forme d'un effet fixe ( $\eta_i$ ) indépendant du temps – les variables sur lesquelles nous ne disposons pas d'information.  $\eta_i$  pourrait ainsi représenter: (i) l'obsolescence technique (Betancourt et Clague [1981], Oi [1980]) ou (ii) les rendements d'échelle du processus de production (Betancourt et Clague [1981], Bosworth et Heathfield [1995]); (iii) la proportion de femmes (Bosworth et alii [1981], Foss [1997]); (iv) l'âge moyen des salariés (âpreté des rythmes de travail en horaires décalés – Bosworth et alii [1981], Bosworth et Heathfield [1995]); enfin (v) la localisation géographique de l'entreprise (existence d'un réseau d'information pour la mise en place de la réorganisation post RTT et existence d'infrastructures adaptées au niveau des transports sur des horaires de travail moins habituels – cf. Bosworth et Heathfield [1995], Foss [1997] et Jones et alii [2003]).

Dans un premier temps, seul  $\eta_i$  est supposé influencer  $T_i$  et  $Y_{i,t}$ . Cette dernière

---

<sup>23</sup>C'est le cas par exemple de l'obsolescence technique, les rendements d'échelle du processus de production, les proportions d'ouvriers manuels ou de femmes travaillant dans l'entreprise, ainsi que la moyenne d'âge des salariés travaillant dans l'entreprise ou la localisation de l'établissement ou de l'entreprise (ville dans laquelle des moyens de transports sont organisés sur des plages horaires inhabituelles).

<sup>24</sup>Pour une présentation plus détaillée du modèle de la double différence, nous renvoyons le lecteur intéressé à Abadie [2005] (dans le cas d'un unique traitement), Blundell, Dearden et Sianesi [2004] (dans le cas d'un traitement multiple). En ce qui concerne les méthodes d'évaluation de politiques actives du marché du travail, le lecteur peut se référer à Blundell et Costa-Dias [2002], Brodaty et alii [2005] et Imbens [2004].



variable est telle que :

$$Y_{i,t} = \theta T_i Y_{1i,t} + (1 - \theta T_i) Y_{0i,t} \quad (8)$$

où  $\theta$  prend la valeur 1 si  $t = b$ , et 0 sinon. L'ensemble des  $i$  tels que  $D_{i,t} \equiv \theta T_i = 1$  rassemble les éléments du groupe de *traitement*, ie. l'ensemble des entreprises ayant adopté une RTT et pour lesquelles nous disposons d'observations en  $t = b$ .

L'effet du passage aux 35 heures sur le niveau de la DUE  $Y_{1i,b} - Y_{0i,b}$  n'est pas observé. Heckman et alii [1998] proposent d'utiliser l'estimateur de la double différence :

$$DD \equiv E(Y_{i,b} - Y_{i,a} | T_i = 1) - E(Y_{i,b} - Y_{i,a} | T_i = 0) \quad (9)$$

En éliminant l'effet fixe indépendant du temps ( $\eta_i$ ), la quantité (9) permet de contrôler du biais de sélection sur inobservables et identifie l'effet moyen des 35 heures sur les entreprises effectivement passées aux 35 heures, *i.e.* l'effet moyen du traitement sur les traités  $E(Y_{1i,b} - Y_{0i,b} | T_i = 1)$ , où le terme  $E(Y_{0i,b} | T_i = 1)$  est contrefactuel et inobservé.

Si nous supposons qu'en moyenne l'évolution de la DUE entre les deux dates dans les entreprises passées aux 35 heures aurait été la même que celle des entreprises restées aux 39 heures si elles n'étaient pas passées elles-mêmes aux 35 heures (hypothèse d'indépendance moyenne, voir Heckman, Ichimura et Todd [1998]) :

$$E(Y_{0i,b} - Y_{0i,a} | T_i = 1) = E(Y_{0i,b} - Y_{0i,a} | T_i = 0) \quad (10)$$

Comme nous l'avons vu, des variables observables  $X_i$  sont susceptibles d'affecter à la fois  $T_i$  et  $Y_{i,t}$  – et donc potentiellement la variation de  $Y_{i,t}$ . L'hypothèse d'indépendance moyenne de l'évolution de la DUE conditionnellement au traitement paraît forte et nous devons généraliser (10) en conditionnant les espérances également par  $X_i$ , afin de tenir compte d'un biais de sélection sur les variables observables :

$$E(Y_{0i,b} - Y_{0i,a} | T_i = 1, X_i) = E(Y_{0i,b} - Y_{0i,a} | T_i = 0, X_i) \quad (11)$$

Jusqu'ici, nous avons cependant supposé que chaque entreprise, traitée ou non, était observable avant et après la baisse de la durée du travail effective et donc que nous disposions d'un panel sur deux années. Néanmoins, l'enquête de la Banque de France sur la DUE est une enquête annuelle contenant environ 2000 entreprises répondantes avec un taux de renouvellement de 40 à 60% d'une année sur l'autre. Apparié deux années de l'enquête autour du passage aux 35 heures et cylindré l'échantillon obtenu peut nous amener à des conclusions erronées, l'échantillon considéré – par ailleurs de taille restreinte – pouvant ne pas être représentatif de la population, comme nous l'avons vu dans la section 3. Dans notre cas en particulier, l'échantillon cylindré contient de plus grosses entreprises pour lesquelles la mesure de la DUE implique de plus grosses erreurs de mesure (cf. la section 2).

Kang et Lee [2006] généralisent le résultat obtenu dans le cas d'échantillons non cylindrés. Comme dans le cas cylindré, les variables de résultat dont les réalisations sont observées sont  $Y_{0i,a}$ ,  $Y_{0i,b}$  et  $Y_{1i,b}$ . En outre, la variable de traitement prend

toujours deux valeurs mais est indiquée par le temps – ( $T_{i,a} = 1$ ) signifiant ainsi que l’entreprise *doit passer* aux 35 heures entre  $t = a$  et  $t = b$ , ( $T_{i,b} = 1$ ) qu’elle *a adoptée* une RTT entre ces deux dates<sup>25</sup>. Enfin, pour tenir compte du fait que les entreprises ne sont pas systématiquement observées à chacune des deux dates,  $\theta$  est indiquée par  $i$ ,  $\theta_i = 1$  correspondant au cas où l’entreprise est présente dans l’année d’enquête à la date  $t = b$ . Pour tout  $i$ , ce n’est plus le couple  $(T_i, Y_{i,t})$  mais le triplet  $(\theta_i, T_{i,t}, Y_{i,t})$  qui est observé. Dans ce cas, l’estimateur de la double différence s’écrit :

$$DD \equiv [E(Y_i|T_{i,b} = 1, \theta_i = 1) - E(Y_i|T_{i,b} = 0, \theta_i = 1)] \\ - [E(Y_i|T_{i,a} = 1, \theta_i = 0) - E(Y_i|T_{i,a} = 0, \theta_i = 0)] \quad (12)$$

Outre (10), deux hypothèses complémentaires sont nécessaires pour identifier l’effet du traitement sur les traités : (i) le fait qu’une entreprise soit recensée dans une seule des deux années d’enquête sur la DUE (avant ou après le passage aux 35 heures) est indépendant (en moyenne) de la réalisation de  $Y_{0i,a}$ , de  $Y_{0i,b}$  et de  $Y_{1i,b}$ , conditionnellement à  $T_{i,t}$ ; (ii)  $E(Y_{0i,a}|T_{i,b} = c) = E(Y_{0i,a}|T_{i,a} = c)$ ,  $c = 0, 1$ . Comme dans le cas cylindré, considérer les hypothèses (11), ainsi que (i) et (ii) en conditionnant les espérances considérées par  $X_i$  permet de contrôler du biais de sélection sur observables.

## 4.2 Les estimateurs utilisés

### 4.2.1 Quel échantillon considérer?

Comme nous l’avons souligné précédemment, l’enquête sur la DUE est constituée de coupes répétées. La question est de savoir à quel type d’échantillon – cylindré ou non – de deux années appliquer l’estimateur de la double différence. L’échantillon non cylindré a l’avantage de réunir le maximum d’information sur les entreprises, mais ces dernières peuvent ne pas être comparables dans le temps.

Si l’échantillon cylindré compare de mêmes entreprises dans le temps, il est exposé au problème de la représentativité : dans notre cas en particulier, les entreprises présentes aux deux dates sont de plus grande taille, ce qui n’est guère surprenant, l’écart entre la date de référence et la date finale étant de 5 ou 6 ans. Comme nous l’avons souligné à la section 2, les mesures de la DUE et de l’intensité de recours au travail en équipes ont plus de risque de comporter des erreurs de mesure si les entreprises considérées sont grandes.

Par conséquent, nous considérons les estimateurs en coupes répétées en gardant un oeil sur les résultats fournis par l’estimateur sur deux années cylindrées.

---

<sup>25</sup>Cette notation suppose que le statut d’un individu présent à date  $t = a$  – mais pas à la date  $t = b$  – est connu. C’est en particulier le cas où les individus soumis au traitement sont répertoriés dans des fichiers administratifs (Abadie [2005]), comme dans le cas du passage aux 35 heures.

### 4.2.2 Paramétriques

Les estimateurs les plus utilisés pour estimer l'effet du traitement sur les traités sont les estimateurs de régression linéaires. Lorsque  $Y_{i,t}$  est continue et générée de manière additive par :

$$Y_{i,t} \equiv \delta_t + \eta_i + \beta_P D_{i,t} + \nu_{i,t}$$

où  $\delta_t$  est un effet temporel pur et  $\nu_{i,t}$  le terme d'erreur de moyenne nulle à chaque période  $t$ .  $D_{i,t}$  est égal à l'unité si l'individu  $i$  a reçu le traitement et est présent à la date  $t = b$ , ou à zéro sinon. Sous l'hypothèse d'une affectation du traitement indépendante à  $\nu_{i,t}$  – soit  $(P(T_i = 1 | \nu_{i,t}) = P(T_i = 1))$  nous obtenons que  $\beta$  est le coefficient de la régression linéaire (Abadie [2005]) :

$$Y_{i,t} = \mu + \lambda T_i + \delta \theta_i + \beta_{P,CR,B} D_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (13)$$

avec :  $t = a, b$ ,  $D_{i,t} \equiv \theta_i T_i$ ,  $\delta = \delta_b - \delta_a$  et  $\lambda \equiv E(\eta_i | T_i = 1) - E(\eta_i | T_i = 0)$ <sup>26</sup>.  $\hat{\beta}_{P,CR,B}$  correspond à la double différence brute sur des coupes répétées, répertoriée dans la troisième colonne des tableaux 1 et 2. En contrôlant des variables observables  $X_i$ , (13) se réécrit :

$$Y_{i,t} = \mu + \lambda T_i + \delta \theta_i + \beta_{P,CR} D_{i,t} + \pi_t X_i + \epsilon_{i,t} \quad (14)$$

$\hat{\beta}_{P,CR}$  est l'effet du traitement sur les traités dans le cas d'un *échantillon non cylindré de deux années d'enquête appariées*.

D'un point de vue pratique, pour obtenir  $\hat{\beta}_{P,CR}$ , nous empilons les deux échantillons associés aux deux dates  $t = 0$  et  $t = 1$ , puis nous régressons  $Y_{i,t}$  sur ( $j$ ) l'indicatrice  $\theta_i$  de présence de la firme  $i$  dans l'enquête sur la DUE après la RTT, ( $jj$ ) l'indicatrice  $T_i = 1$  indiquant si l'entreprise est passée aux 35 heures entre les deux dates, ( $jjj$ ) l'indicatrice  $D_{i,t}$  et ( $jv$ ) les variables observables  $X_i$ , supposées prédéterminées et prises à la date initiale, *i.e.* en  $t = a$ .

Par ailleurs, en différentiant (14) par rapport au temps, Abadie [2005] obtient l'équation à estimer dans le cas d'un *échantillon cylindré de deux années d'enquête appariées* :

$$Y_{i,b} - Y_{i,a} = \delta + \beta_{P,PA} T_i + \pi X_i + \epsilon_{i,b} - \epsilon_{i,a} \quad (15)$$

où  $\pi \equiv \pi(1) - \pi(0)$ <sup>27</sup>. De même que dans le cas de l'*échantillon non cylindré*, l'estimateur  $\hat{\beta}_{P,PA,B}$  obtenu dans la régression (15) sans le conditionnement par  $X_i$  donne la double différence brute répertoriée dans dernière colonne des tableaux 1 et 2.

Toutefois, les estimateurs paramétriques de l'effet du traitement sur les traités présentés dans les deux cas d'échantillons cylindrés ou non cylindrés reposent sur

<sup>26</sup>L'auteur pose  $(\epsilon_{i,t} = \eta_i - E(\eta_i | T_i = 1) + \nu_{i,t})$ . Il tient aussi compte du fait que  $\delta_t = \delta_a + \mathbb{I}(t = b) \times (\delta_b - \delta_a)$ , que  $E(\eta_i | T_i) = E(\eta_i | T_i = 0) +$

$T_i [E(\eta_i | T_i = 1) - E(\eta_i | T_i = 0)]$  et que  $\mathbb{I}(t = b) = 1$  si  $t = b$ , 0 sinon. Les notations retenues par l'auteur sont les suivantes :  $\mu \equiv E(\eta_i | T_i = 0) + \delta_a$ ,  $\lambda \equiv E(\eta_i | T_i = 1) - E(\eta_i | T_i = 0)$  et  $\delta = \delta_b - \delta_a$ . Pour une dérivation alternative de l'équation, voir également Afsa et Biscourp [2004].

<sup>27</sup>Cette différence est liée au fait que les  $X_{i,t}$  (caractéristiques individuelles) peuvent varier dans le temps (comme par exemple les arrêts d'exploitation d'une année sur l'autre).

quelques restrictions: (i)  $\beta$  ne dépend pas des  $X_i$ , (ii) (14) et (15) imposent une relation linéaire entre  $Y_{i,t}$  (ou sa variation  $Y_{i,1} - Y_{i,0}$ ) et les variables de contrôle et (iii) ils ne comparent pas nécessairement des entreprises comparables (pas de restriction au support commun). Concernant (i), une solution proposée par Meyer [1995] consiste à introduire des termes croisés entre les variables de contrôle  $X_i$  et l'indicateur de traitement  $D_{i,t}$ . Les trois restrictions peuvent être relaxées en considérant l'appariement sélectif non paramétrique.

### 4.2.3 Non paramétriques

**Les estimateurs considérés** combinent la double différence et l'appariement non paramétrique. Dans le cas d'un échantillon cylindré de deux années d'enquête appariées, l'estimateur suggéré par (9) est (Heckman, Ichimura et Todd [1998]):

$$\hat{\beta}_{NP,PA} \equiv \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^{N_1} \left[ (Y_{1i,b} - Y_{0i,a}) - \hat{E}(Y_{0i,b} - Y_{0i,a} | T_i = 1, X_i) \right] \quad (16)$$

où  $N_1$  est le nombre d'entreprises ayant adopté une RTT et présentes à la fois aux deux dates  $t = a$  et  $t = b$ .  $\hat{E}(Y_{0i,b} - Y_{0i,a} | T_i = 1, X_i)$  est l'évolution contrefactuelle de la variable d'intérêt pour la firme passée aux 35 heures. Sa construction s'appuie sur (11) et il s'obtient grâce à une repondération de l'évolution de  $Y_{i,t}$  dans l'échantillon des entreprises non passées aux 35 heures :

$$\hat{E}(Y_{0i,b} - Y_{0i,a} | T_i = 1, X_i) = \sum_{j=1}^{N_0} \omega(i, j) (Y_{0j,b} - Y_{0j,a})$$

$N_0$  désigne le nombre de firmes n'ayant pas adopté de RTT. Les poids  $\omega(i, j)$  sont positifs, somment à un et sont d'autant plus grands que  $i$  et  $j$  sont proches en termes de différences dans les  $X$  les caractérisant. En raison du nombre important de caractéristiques, il est préférable de comparer les entreprises suivant leur probabilité de passage aux 35 heures (conditionnellement aux observables  $X_i$ ) ou score de propension  $P(X_i) \equiv P(T_i = 1 | X_i) = E(T_i | X_i)$  dont la dimension est égale à l'unité. Rosenbaum et Rubin [1983] ont en effet montré que l'indépendance conditionnelle aux  $X_i$  entraînait l'indépendance conditionnellement à  $P(X_i)$ , donc que l'indépendance moyenne conditionnelle (10) des  $Y_{i,b} - Y_{i,a}$  aux  $X_i$  impliquait  $E(Y_{0i,b} - Y_{0i,a} | T_i = 1, P(X_i)) = E(Y_{0i,b} - Y_{0i,a} | T_i = 0, P(X_i))$ . De plus, l'identification du contrefactuel en question requiert que nous puissions trouver dans l'échantillon des individus non traités (ie. les entreprises non passées aux 35 heures entre les deux dates) des individus comparables à chaque traité, c'est-à-dire que :

$$0 < E(T_i | X_i) < 1 \quad (17)$$

Dans le cas d'un échantillon non cylindré de deux années d'enquête appariées, comme dans le cas linéaire, nous distinguons quatre types de firmes: (i) celles en

nombre  $N_{0,a}$  observées en  $t = a$  et n’adoptant pas de RTT entre  $t = a$  et  $t = b$ ; (ii) celles en nombre  $N_{1,a}$  observées en  $t = a$  et adoptant une RTT entre  $t = a$  et  $t = b$ ; (iii) celles en nombre  $N_{0,b}$  observées en  $t = b$  et n’adoptant pas de RTT entre  $t = a$  et  $t = b$  et (iv) les firmes en nombre  $N_{1,b}$  observées en  $t = b$  et adoptant une RTT entre  $t = a$  et  $t = b$ . L’estimateur proposé par Smith et Todd [2005] est dans ce cas :

$$\hat{\beta}_{NP,CR} = \frac{1}{N_{1,b}} \sum_{i=1}^{N_{1,b}} \left[ Y_{1i,b} - \hat{E}(Y_{0i,b} | T_{i,b} = 1, P(X_i)) \right] - \frac{1}{N_{1,a}} \sum_{i=1}^{N_{1,a}} \left[ Y_{0i,a} - \hat{E}(Y_{0i,a} | T_{i,a} = 1, P(X_i)) \right] \quad (18)$$

où  $\hat{E}(Y_{0i,b} | T_{i,b} = 1, P(X_i)) = \sum_{j=1}^{N_{0,b}} \omega(i, j) Y_{0j,b}$  (respectivement  $\hat{E}(Y_{0i,a} | T_{i,a} = 1, P(X_i)) =$

$\sum_{j=1}^{N_{0,a}} \omega(i, j) Y_{0j,a}$ ) représente une moyenne pondérée des  $Y_{0j,b}$  (respectivement des  $Y_{0j,a}$ ) calculée à partir des firmes  $j$  les plus proches – en terme de distance séparant les  $X_j$  des  $X_i$  – de la firme  $i$ , observée en  $t = b$  (respectivement en  $t = a$ ) et passée aux 35 heures entre les deux dates considérées.

D’un point de vue pratique, les estimations non paramétriques s’obtiennent en trois étapes : (i) l’estimation du score de propension en utilisant un modèle paramétrique (une régression logistique par exemple), (ii) l’estimation des deux moyennes pondérées présentées ci-dessus et (iii) le calcul de la double différence.

**Les pondérations retenues** correspondent à celles issues de l’utilisation d’une régression polynomiale non paramétrique de degré 0 (estimateur de Nadaraya Watson) :

$$\omega(i, j) \equiv \frac{K\left(\frac{P(X_i) - P(X_j)}{h_{N_{T,t}}}\right)}{\sum_{j=1}^{N_{T,t}} K\left(\frac{P(X_i) - P(X_j)}{h_{T,t}}\right)}$$

où  $K(\cdot)$  est une fonction noyau, positive, paire et sommant à un<sup>28</sup>.  $N_{T,t}$  est le nombre de firmes contenues dans l’ensemble sur lequel la moyenne pondérée est construite. En l’occurrence  $N_{T,t}$  appartient aux ensembles  $\{N_{0,b}; N_{0,a}\}$  pour l’estimateur de type (18). L’estimateur ainsi obtenu pour les espérances conditionnelles considérées est convergent et asymptotiquement normalement distribué (voir Heckman et alii [1998]). En outre, l’estimateur de Nadaraya Watson offre la possibilité d’un arbitrage biais - variance au travers du choix de la valeur du paramètre de lissage  $h_{N_{T,t}}$ . Enfin, il affecte un poids variable et décroissant lorsque la distance  $|P(X_i) - P(X_j)|$  augmente, contrairement à d’autres estimateurs du type “nearest neighbour”.

<sup>28</sup>Pour construire les contrefactuels, nous avons exclu l’utilisation du noyau gaussien – qui utilise toutes les observations – et celle du noyau uniforme – qui affecte à chaque individu une pondération identique. Nous avons considéré le noyau “biweight”.

Comme les estimations non paramétriques requièrent un grand nombre d’observations et que les échantillons cylindrés sur les années nous concernant (1995 et 2000 ou 2001) sont de petite taille, nous utiliserons les méthodes non paramétriques seulement dans le cas des coupes répétées (*échantillons non cylindrés sur deux années*).

**“Choice base sampling”.** Un dernier détail concerne la construction des contre-factuels et le fait que l’appariement est mené non pas sur le vrai score de propension, mais sur une estimation  $\tilde{P}(T_i = 1|X_i)$  de ce dernier. Celle-ci peut être biaisée du fait que les entreprises passées aux 35 heures peuvent être sur- ou sous-représentées dans l’échantillon considéré. Une manière de résoudre ce problème est de réaliser l’appariement non pas sur le score de propension mais sur le rapport des chances estimé  $\frac{\tilde{P}(T_i=1|X_i)}{1-\tilde{P}(T_i=1|X_i)}$ , ce dernier étant une fonction monotone croissante du vrai rapport (Heckman et Todd [1999]).

## 5 Résultats

Dans cette section, nous présentons les résultats des estimations provenant des estimateurs présentés ci-dessus sur les échantillons 1995-2000 puis 1995-2001. Nous observons ensuite la robustesse des résultats au choix d’une autre année de référence (comprise entre 1992 et 1997) et donc à la conjoncture.

Pour l’évaluation sur *l’échantillon non cylindré*, la variable expliquée  $Y_{i,t}$  est le logarithme de la variable d’intérêt (la DUE, l’intensité de recours au travail posté). L’estimateur de la double différence correspond alors au nombre de points de pourcentage séparant le taux de croissance (entre 1995 et 2000 ou 2001) de la variable d’intérêt dans l’échantillon des entreprises ayant adopté une RTT de celui prévalant dans les entreprises restées aux 39 heures. En guise de variables de contrôle  $X_i$ , nous avons utilisé des variables prédéterminées, c’est-à-dire observées avant le passage aux 35 heures. Ces variables correspondent à celles présentées à la section 3 et leurs valeurs sont celles observées en début de période, à la date  $t = a$ , en 1995 en l’occurrence, lorsque l’entreprise est présente à cette date, sinon à la première valeur observée dans l’enquête sur la DUE. Nous nous sommes assurés – le cas échéant – que la date de l’année d’enquête associée intervient avant la date de passage de l’entreprise aux 35 heures ou la date de signature de l’accord de RTT. Pour éviter une potentielle causalité de  $Y_{i,t}$  vers  $X_i$ , nous avons de surcroît autorisé un écart minimum de deux ans entre l’année de fin de période (2000 ou 2001) et l’année sur laquelle les variables de contrôle  $X_i$  sont considérées. Dans le cas où cette condition n’est pas respectée, l’observation a été exclue de l’échantillon final.

Pour l’évaluation sur *l’échantillon cylindré*, la variable expliquée est la variation du logarithme de la variable d’intérêt. Comme variables explicatives de cette variation, nous avons utilisé le niveau de la variable d’intérêt à la date initiale (*i.e.* en 1995), souvent utilisé comme potentiel déterminant de cette variation dans les études portant

sur l'évaluation de l'impact des politiques actives du marché du travail (Lee [2005]). A priori, la variation du logarithme de la DUE (ou du travail posté) est d'autant moins importante que son niveau initial était élevé. Pour le reste, les autres déterminants de la variation du logarithme de la DUE restent le secteur d'activité, les effectifs de l'entreprise, les obstacles rencontrés pour augmenter la DUE, la variation passée de la DUE et les modalités de cette évolution ainsi que les arrêts d'exploitation auxquels la firme faisait face avant l'évolution de la DUE.

## 5.1 Estimations paramétriques

Le tableau 3 récapitule les résultats pour les estimations paramétriques<sup>29</sup>. En ce qui concerne l'année 2000, il semble que la RTT ait occasionné une baisse de la durée d'utilisation des équipements productifs dans les entreprises ayant signé un accord de RTT ou passées aux 35 heures entre 1995 et 2000 par rapport aux autres entreprises. Exception faite de l'indicateur de la DUE annuelle utilisant un indicateur d'intensité de recours au travail posté de type moyenne arithmétique et dans le cas où le traitement est constitué par la date de signature de l'accord et non la date de passage, le passage aux 35 heures aurait réduit la DUE hebdomadaire ou annuelle de 4,5 à 6,8 points de pourcentage dans les firmes ayant adopté une RTT par rapport aux autres. Cet effet est obtenu par les estimations menées tant sur l'échantillon non cylindré que sur l'échantillon cylindré, même si l'effet signalé est de plus faible ampleur dans ce premier cas (baisse de la DUE de 4,5 à 6,0 vs. de 5,3 à 6,8 points de pourcentage). De plus, ces effets mesurés sont plus importants et significatifs dans le cas où le traitement considéré est la date de passage effective aux 35 heures plutôt que la date de signature de l'accord de RTT (de 5,4 à 6,8 vs. de 4,5 à 5,8 points de pourcentage). La baisse relative de la DUE annuelle est légèrement (mais non significativement) inférieure à celle de la DUE hebdomadaire.

En revanche, la RTT n'aurait pas modifié la DUE (hebdomadaire ou annuelle) des entreprises passées aux 35 heures entre 1995 et 2001 par rapport à celle des autres, mais aurait accru leur intensité de recours au travail posté de 3,5 à 4,8 points de pourcentage supplémentaire, ce dernier résultat pouvant paraître plus fragile dans la mesure où 4 estimations sur 8 ne sont significatives qu'à un seuil de 10% – c'est en particulier le cas où le traitement est constitué par la date de passage effective de l'entreprise aux 35 heures<sup>30</sup>.

Ces résultats sont robustes à l'introduction, dans les variables explicatives, de termes croisés entre l'indicatrice de traitement et les variables de contrôle (Meyer

---

<sup>29</sup>Par soucis de clarté, les résultats complets des estimations des équations sur les deux échantillons non cylindrés de 1995-2000 et de 1995-2001 n'ont pas été reportés. Ils sont cependant disponibles sur demande.

<sup>30</sup>Du reste, en 2000 comme en 2001, la RTT n'aurait ni accru ni diminué la fréquence de recours au travail posté dans les entreprises passées aux 35 heures par rapport à l'année 1995 et par rapport aux autres entreprises, que ce soit pour le travail discontinu, en semi-continu ou en continu. Ces résultats n'ont pas été reportés ici mais sont disponibles sur demande.

Tableau 3: Effets du passage aux 35 heures sur la DUE et l'intensité de recours au travail posté, suivant l'indicateur retenu, entre 1995 et 2000 ou 2001. *Estimations paramétriques.*

Traitement Variable / Echantillon	Signature de l'accord		Passage effectif	
	Non cylindré	Cylindré	Non cylindré	Cylindré
<b>Période</b>	1995-2000			
<i>DUEH<sub>h</sub></i>	-5,0*** <sup>a</sup> (1,7)	-5,8*** (1,8)	-6,0*** (1,7)	-6,1*** (1,8)
<i>DUEA<sub>h</sub></i>	-5,0** (2,2)	-5,3** (2,3)	-5,8*** (2,1)	-6,1*** (2,3)
<i>DUEH<sub>a</sub></i>	-4,5** (2,1)	-5,9** (2,4)	-5,6** (2,1)	-6,8*** (2,4)
<i>DUEA<sub>a</sub></i>	-4,6* (2,6)	-4,9 (3,1)	-5,4** (2,6)	-6,4** (3,1)
<i>TPOSH</i>	1,0 (1,7)	-0,1 (1,6)	1,1 (1,7)	0,3 (1,6)
<i>TPOSA</i>	0,9 (2,1)	-0,1 (2,0)	1,2 (2,1)	0,6 (2,1)
<b>Période</b>	1995-2001			
<i>DUEH<sub>h</sub></i>	-1,8 (2,0)	-1,7 (2,4)	-2,8 (1,9)	-2,6 (2,7)
<i>DUEA<sub>h</sub></i>	-0,8 (2,4)	-1,3 (2,9)	-1,7 (2,4)	-2,2 (2,9)
<i>DUEH<sub>a</sub></i>	-1,0 (2,4)	0,4 (2,9)	-2,0 (2,4)	-0,6 (2,9)
<i>DUEA<sub>a</sub></i>	0,1 (3,0)	1,3 (3,6)	-0,9 (2,9)	0,2 (3,6)
<i>TPOSH</i>	3,1* (1,9)	4,0** (2,0)	2,5 (1,9)	3,5* (2,0)
<i>TPOSA</i>	4,2* (2,4)	4,7* (2,6)	3,5 (2,4)	4,8* (2,5)

Source: années 1995 et 2000 (ou 1995 et 2001) de l'enquête sur la DUE appariées avec le fichier de suivi des accords - conventions de RTT (version de mai 2003).

Champs: entreprises industrielles (hors énergie) ayant signé ou non un accord de RTT (ou effectivement passées aux 35 heures) avant 2000 (ou 2001).

Notes: écarts-type entre parenthèses. Niveaux de significativité: \*(10%), \*\*(5%) et \*\*\*(1%). <sup>a</sup>Points de pourcentage.

Lecture: sur la base de l'échantillon non cylindré et de l'indicateur utilisant une moyenne harmonique, la RTT a entraîné en 2000 une baisse de la DUE plus importante de 3,9 points de pourcentage dans les entreprises ayant signé un accord de RTT que dans les autres (à un seuil de 5%).



[1995]), tous non significatifs. L'inclusion de la probabilité de défaillance – dont l'utilisation réduit de manière non négligeable la taille de notre échantillon – dans les variables de contrôle – n'affecte pas non plus les résultats.

## 5.2 Estimations non paramétriques

### 5.2.1 Estimations du score

L'estimation du score de propension a été réalisée en utilisant les mêmes variables que celles ayant servi pour les estimations paramétriques, mais seulement sur la base de l'information présente dans l'enquête de 1995 sur la DUE. Néanmoins, certaines entreprises ayant répondu à l'enquête sur la DUE en 2000 ou en 2001 ne sont pas observées en 1995 ; pour ces dernières, nous avons considéré comme année de référence l'année correspondant à leur première apparition dans l'enquête sur la DUE, en nous assurant – le cas échéant – que la date de l'année d'enquête correspondante intervient avant la date de passage de l'entreprise aux 35 heures ou la date de signature de l'accord de RTT<sup>31</sup>.

Ainsi, quatre régressions logistiques ont été estimées suivant *(i)* le traitement (date de passage aux 35 heures de la firme ou date de signature de l'accord) et *(ii)* la période (1995-2000 ou 1995-2001) retenus. Les résultats de ces estimations figurent dans le tableau 10 en annexe. Ils diffèrent assez peu suivant le traitement sur un même échantillon mais davantage suivant l'échantillon pour un traitement donné. Les densités du score de propension se recouvrent bien pour les quatre types d'entreprises (sans RTT à la date initiale ou de référence (1995) ; sans RTT à la date initiale mais réduisant la durée du travail de leurs salariés entre la date initiale et la date terminale (2000 ou 2001), sans RTT à la date terminale ou avec RTT à la date terminale), délimitant ainsi un support commun non nul pour les variables de contrôle considérées et les quatre groupes de firmes – voir les figures 1 (pour l'année terminale 2000) et 2 (pour l'année 2001) en annexe<sup>32</sup>.

Tableau 4: Effets du passage aux 35 heures sur la DUE et l'intensité de recours au travail posté, suivant l'indicateur retenu, entre 1995 et 2000 ou 2001. *Estimations non paramétriques sur des échantillons non cylindrés.*

Traitement	Signature de l'accord		Passage effectif	
Variable / Appariement	Score	Rapport	Score	Rapport
<b>Période</b>	1995-2000			
<i>DUEH<sub>h</sub></i>	-6,7 <sup>***a</sup> (2,2) [-11,3;-2,4]	-6,6 <sup>**</sup> (2,2) [-11,3;-2,4]	-7,6 <sup>***</sup> (2,2) [-12,3;-3,9]	-7,7 <sup>***</sup> (2,2) [-12,3;-3,9]
<i>DUEA<sub>h</sub></i>	-7,8 <sup>***</sup> (2,9) [-13,7;-2,6]	-8,4 <sup>***</sup> (2,9) [-13,7;-2,6]	-9,2 <sup>***</sup> (3,0) [-15,6;-3,5]	-9,1 <sup>***</sup> (3,0) [-15,6;-3,5]
<i>DUEH<sub>a</sub></i>	-7,9 <sup>**</sup> (3,0) [-13,2;-1,6]	-7,3 <sup>**</sup> (3,0) [-13,2;-1,6]	-8,4 <sup>***</sup> (3,1) [-14,8;-2,3]	-7,6 <sup>***</sup> (3,1) [-14,8;-2,3]
<i>DUEA<sub>a</sub></i>	-9,0 <sup>**</sup> (3,8) [-15,4;-1,5]	-8,5 <sup>**</sup> (3,7) [-15,4;-1,5]	-10,1 <sup>***</sup> (3,9) [-17,0;-1,8]	-8,8 <sup>***</sup> (3,8) [-17,0;-1,8]
<i>TPOSH</i>	-0,5 (2,2) [-5,3;3,4]	-0,4 (2,2) [-5,3;3,4]	0,2 (2,2) [-4,7;3,4]	-0,4 (2,2) [-4,7;3,4]
<i>TPOSA</i>	-1,6 (2,9) [-7,5;3,5]	-2,1 (2,9) [-7,5;3,5]	-1,9 (3,0) [-7,9;3,8]	-1,8 (3,0) [-7,9;3,8]
<b>Période</b>	1995-2001			
<i>DUEH<sub>h</sub></i>	-1,3 (2,1) [-5,7;2,0]	-1,7 (2,1) [-5,7;2,0]	-2,2 (2,1) [-7,0;2,3]	-2,5 (2,1) [-7,0;2,3]
<i>DUEA<sub>h</sub></i>	-2,2 (2,9) [-7,8;3,5]	-1,4 (2,9) [-7,8;3,5]	-2,8 (3,0) [-8,4;2,4]	-2,9 (3,0) [-8,4;2,4]
<i>DUEH<sub>a</sub></i>	-2,3 (3,0) [-8,7;3,2]	-2,6 (3,0) [-8,7;3,2]	-2,6 (2,9) [-8,8;2,9]	-3,5 (2,9) [-8,8;2,9]
<i>DUEA<sub>a</sub></i>	-2,7 (4,0) [-11,0;4,7]	-3,0 (4,0) [-11,0;4,7]	-3,3 (3,9) [-11,8;3,2]	-4,2 (3,9) [-11,8;3,2]
<i>TPOSH</i>	3,8 <sup>*</sup> (2,0) [-0,1;7,3]	3,6 <sup>*</sup> (2,0) [-0,1;7,3]	3,6 <sup>*</sup> (2,0) [-0,6;6,9]	3,0 (2,0) [-0,6;6,9]
<i>TPOSA</i>	3,1 (3,1) [-2,3;9,1]	3,6 (3,1) [-2,3;9,1]	2,6 (2,9) [-3,1;8,0]	2,6 (2,9) [-3,1;8,0]

Source : années 1995 et 2000 (ou 1995 et 2001) de l'enquête sur la DUE appariées avec le fichier de suivi des accords - conventions de RTT (version de mai 2003).

Champs : entreprises industrielles (hors énergie) ayant signé un accord de RTT (ou effectivement passées aux 35 heures) ou non avant 2000 (ou 2001).

Notes : écarts-type (entre parenthèses) et intervalles de confiance 5% entre crochets obtenus par bootstrap (200 répliquions). Niveaux de significativité : \* (10%), \*\* (5%) et \*\*\* (1%). <sup>a</sup>Points de pourcentage.

Lecture : voir le tableau 3.

## 5.2.2 Résultats des régressions non paramétriques

Le tableau 4 recense les résultats obtenus grâce à l'utilisation de l'estimateur non paramétrique<sup>33</sup>. Concernant l'année 2000, le passage aux 35 heures ou la signature d'un accord de RTT a eu pour conséquence la baisse significative – à un seuil de 5% – de la DUE de 6,5 à 10,1 points de pourcentage par rapport aux entreprises restées à 39 heures en 2000, de trois points plus importante que dans le cas de l'estimation paramétrique. Cette baisse est légèrement plus importante si nous considérons comme traitement la date de passage plutôt que la date de signature de l'accord de RTT (7,6 à 10,1 vs. 6,6 à 9,0 points de pourcentage). Dans le même temps, l'intensité de recours au travail posté n'a ni augmenté, ni diminué davantage dans les entreprises ayant adopté une RTT entre 1995 et 2000 que dans les autres. Pour ce qui est de l'année 2001, seul l'indicateur de recours au travail en équipes utilisant une moyenne harmonique indique une augmentation de l'intensité de recours au travail posté dans les entreprises passées aux 35 heures relativement à celle des autres entreprises (+3,6 points et à un niveau de significativité de 10% seulement). Les résultats obtenus sont légèrement inférieurs à ceux précédemment fournis par la méthode paramétrique<sup>34</sup>.

Par ailleurs, comme nous l'avons vu à la section 2, ces différences dans les résultats obtenus pour les années 2000 et 2001 ne semblent pas refléter – pour les mêmes entreprises présentes dans l'enquête en 1995, 2000 et 2001 et passées aux 35 heures entre 1995 et 2000 – un décalage entre la baisse de la DUE en 2000 et l'accroissement de l'intensité de recours au travail posté en 2001. Ces écarts s'expliquent davantage un changement de composition de l'échantillon considéré, avec en particulier l'entrée dans

---

<sup>31</sup>Nous avons de surcroît autorisé un écart minimum de deux ans entre l'année de référence et l'année terminale. Dans le cas où cette condition n'est pas respectée, l'observation est exclue de l'échantillon final.

<sup>32</sup>Afin de nous assurer de la comparabilité des entreprises devant passer aux 35 heures entre la date initiale et la date finale et des autres entreprises en  $t = 0$  comme en  $t = 1$ , nous avons utilisé un critère de Silverman et un noyau Biweight pour estimer les densités  $g$  des scores de propension des entreprises. Nous avons ensuite évincé de l'échantillon final les entreprises présentes en  $t = 0$  ou  $t = 1$  et ayant réduit le temps de travail de leurs salariés entre  $t = 0$  et  $t = 1$  pour lesquelles il n'était pas possible de construire un contrefactuel, ie. les firmes  $i$  telles que :

$$g(P(X_i), i \in I_{1,t} | T_i, t = 0) \approx 0, t = 0, 1$$

<sup>33</sup>Les variances associées à l'estimateur et les intervalles de confiance à 5% ont été obtenus par bootstrap sur 200 répliques en renouvelant à chaque étape : (i) le tirage suivant une loi uniforme d'un même nombre d'entreprises (passées aux 35 heures ou non) en retenant l'intégralité de la séquence temporelle d'observations disponible pour chaque entreprise tirée, (ii) la ré-estimation du score de propension, (iii) la restriction au support commun et (iv) la sélection des deux paramètres de lissage pour la construction des contrefactuels par la minimisation de critères de cross validation (Frölich [2005]).

<sup>34</sup>Enfin, comme dans le cas de l'évaluation paramétrique, la variation de la fréquence de recours au travail posté (global ou par type) aurait été du même ordre lors du passage aux 35 heures entre les entreprises ayant adopté une RTT (entre 1995 et 2000 ou 2001) et les autres.

l'échantillon entre 2000 et 2001 d'entreprises passées aux 35 heures entre septembre 2000 et septembre 2001, en particulier.

EN RESUME des deux dernières sous-sections, le passage aux 35 heures (*i*) aurait occasionné une évolution de la DUE de 4 à 10 points plus faible entre 1995 et 2000 chez les entreprises ayant adopté une RTT relativement aux autres mais (*ii*) aurait laissé inchangée l'évolution relative de la DUE entre 1995 et 2001, tout en accroissant faiblement l'intensité relative de recours au travail posté dans les entreprises passées aux 35 heures (de 3,5 points environ). Par ailleurs, les fréquences de recours au travail posté ont évolué de manière similaire suite au passage aux 35 heures, aussi bien en 2000 qu'en 2001.

### 5.3 Robustesse des résultats au choix de l'année de référence

A la section 2, nous avons souligné que le choix de l'année 1995 comme année de référence dans l'utilisation de la double différence pouvait conditionner nos résultats, ne serait-ce par l'état de la conjoncture économique prévalant en France à cette date. En outre, peu d'entreprises ont réduit le temps de travail de leurs salariés entre septembre 1995 et septembre 1996, l'adoption de la loi de Robien n'intervenant qu'en juin 1996. De plus, le mouvement généralisé de RTT n'intervenait que par le biais de lois Aubry adoptées en 1998 et en 2000. En outre, il pourrait être utile de voir dans quelle mesure les résultats obtenus à la sous-section précédente sont robustes à des phases de croissance économique plus faible voire de récession comme ce fut le cas en 1992 et 1993. Par conséquent, nous avons envisagé comme dates de référence toutes les années allant de 1992 à 1997, tout en conservant les années 2000 et 2001 comme années terminales. Les tailles et compositions des échantillons considérés figurent dans les tableaux 8 et 9 en annexe.

**En ce qui concerne l'année 2000,** les résultats vont dans le même sens que ceux précédemment présentés avec 1995 comme année de référence et sont plus homogènes suivant l'année de référence quand les échantillons considérés sont non cylindrés. Selon les résultats obtenus par la méthode paramétrique, la RTT aurait eu pour conséquence une baisse relative de la DUE dans les entreprises ayant signé un accord ou passées aux 35 heures (entre l'année de référence et l'année 2000) – par rapport aux autres entreprises – allant de 3,5 à 6,9 points de pourcentage supplémentaires (tableaux 6 et 7). L'ampleur de cette baisse est plus importante quand nous considérons l'année 1993 et des échantillons non cylindrés (de -6,9 à -6,0 points de pourcentage si la date retenue pour l'adoption de la RTT est la date de passage effective, de -5,0 à -4,4 points sinon). En raison de tailles d'échantillons diminuant au fur et à mesure que la date de référence est éloignée de la date terminale (voir le tableau 11 en annexe), les estimations sur des échantillons cylindrés sont moins précises pour les années 1992 à 1994, en particulier si le traitement est la date de signature de l'accord de RTT. Comme dans le cas où 1995 est l'année de référence, la baisse de la DUE hebdomadaire

est plus importante – de 1 à 1,5 points en moyenne – si le traitement retenu est la date de passage effective. Enfin, la baisse de la DUE annuelle consécutive à la RTT semble moins robuste au changement de l’année de référence, particulièrement dans le cas où la date d’adoption considérée est la date de signature de l’accord.

Selon les résultats obtenus par le biais des estimateurs non paramétriques, le recul relatif de la DUE (hebdomadaire ou annuelle) va de 5,5 à 11,6 points de pourcentage (tableau 8). Ces résultats sont significatifs à 5% quelle que soit l’année de référence, mais sont de plus forte ampleur pour l’année 1993 (-11,6 points de pourcentage pour l’indicateur de DUE annuelle utilisant une moyenne arithmétique et si le traitement est la date de passage).

**En ce qui concerne l’année 2001**<sup>35</sup>, et en comparaison avec le cas où 1995 est l’année de référence, la méthode paramétrique indique une augmentation de l’intensité de recours au travail posté de 2,8 à 6,0 points de pourcentage dans les entreprises aux 35 heures par rapport aux autres. Mais ce résultat dépend (*i*) de l’année de référence (1992, 1994 et 1995 plutôt que 1993 et 1997), (*ii*) du traitement (date de signature de l’accord de RTT plutôt que de passage effectif aux 35 heures), (*iii*) de l’échantillon (non cylindré exclusivement), (*iv*) de l’estimateur (paramétrique plutôt que non paramétrique) et de l’indicateur (moyenne arithmétique plutôt qu’harmonique) considérés. Finalement, l’accroissement de l’intensité de recours au travail posté en 2001 signalé à la section 2 s’expliquerait davantage par des différences existant dans les caractéristiques organisationnelles observables des entreprises.

IN FINE, entre l’année de référence et l’année 2000, la DUE (hebdomadaire ou annuelle) aurait baissé de 5 à 10 points de pourcentage consécutivement au passage aux 35 heures dans les firmes ayant adopté une RTT par rapport aux autres. Dans le même temps, l’évolution du recours au travail posté aurait été de même ampleur dans les deux types d’entreprises. Par contre, la RTT n’aurait pas directement occasionné de hausse du recours au travail posté dans les entreprises aux 35 heures par rapport aux autres entre l’année de référence et 2001.

## 6 Conclusion

De nombreux travaux théoriques et empiriques de simulations de modèles macroéconomiques ont souligné le rôle joué par un potentiel recours accru au travail en équipes par les entreprises, tant en termes de gains de productivité que de gains d’emploi lors de la mise en place d’une politique de RTT. L’objectif du présent document était d’évaluer de quelle manière la DUE et le recours au travail posté avaient évolué suite au processus généralisé de RTT introduit par les lois Robien, puis Aubry I et Aubry II.

---

<sup>35</sup>Les tableaux de résultats concernant l’année terminale ne sont pas reportés dans le présent document. Ils sont cependant disponibles sur demande.

Tableau 5: *Estimations paramétriques de l'effet sur la DUE et l'intensité de recours au travail posé de la signature d'un accord RTT avant 2001. Suivant l'année de référence considérée (1992-1997).*

Année de référence	1992	1993	1994	1996	1997
<b>Variable / Echantillon</b>	Non cylindré				
<i>DUEH<sub>h</sub></i>	-4,7** <sup>a</sup> (1,8)	-5,2*** (1,8)	-4,5** (1,8)	-5,5*** (1,7)	-5,5** (1,8)
<i>DUEA<sub>h</sub></i>	-3,9* (2,3)	-4,9** (2,3)	-4,5** (2,3)	-5,3** (2,2)	-5,4** (2,3)
<i>DUEH<sub>a</sub></i>	-3,8* (2,2)	-4,8** (2,2)	-4,4** (2,2)	-4,1** (2,1)	-4,8** (2,3)
<i>DUEA<sub>a</sub></i>	-2,9 (2,8)	-4,6* (2,8)	-4,4 (2,8)	-3,9 (2,6)	-4,5* (2,8)
<i>TPOSH</i>	1,8 (1,7)	0,2 (1,7)	1,7 (1,7)	0,4 (1,7)	0,6 (1,7)
<i>TPOSA</i>	2,6 (2,3)	1,1 (2,2)	1,7 (2,2)	0,6 (2,1)	0,8 (2,2)
<b>Variable / Echantillon</b>	Cylindré				
<i>DUEH<sub>h</sub></i>	-5,7* (2,9)	-2,9 (2,1)	-5,0** (2,3)	-4,2*** (1,5)	-6,3*** (1,3)
<i>DUEA<sub>h</sub></i>	-4,4 (3,9)	-3,9 (2,9)	-5,4* (3,0)	-5,0*** (1,9)	-7,0*** (1,7)
<i>DUEH<sub>a</sub></i>	-4,1 (4,1)	-3,9 (3,3)	-6,8** (3,1)	-5,1*** (1,9)	-5,9*** (1,7)
<i>DUEA<sub>a</sub></i>	-2,0 (5,5)	-5,0 (4,5)	-6,9* (4,2)	-5,2* (2,7)	-6,6*** (2,3)
<i>TPOSH</i>	-0,1 (3,0)	1,8 (2,1)	-0,1 (2,2)	0,9 (1,5)	-0,3 (1,3)
<i>TPOSA</i>	0,9 (4,1)	0,6 (3,0)	-0,2 (3,0)	0,5 (2,0)	-0,9 (1,7)

Source : enquête sur la DUE (1992-2000) appariée avec le fichier de suivi des accords - conventions de RTT (version de mai 2003).

Champs : entreprises industrielles (hors énergie) ayant signé ou non un accord de RTT avant 2001.

Notes : Niveaux de significativité : \*(10%), \*\*(5%) et \*\*\*(1%). <sup>a</sup>Points de pourcentage.

Tableau 6: *Estimations paramétriques* de l'effet sur la DUE et l'intensité de recours au travail posé du passage aux 35 heures avant 2001. Suivant l'année de référence considérée (1992-1997).

Année de référence	1992	1993	1994	1996	1997
<b>Variable / Echantillon</b>	Non cylindré				
<i>DUEH<sub>h</sub></i>	-5,7*** <sup>a</sup> (1,8)	-6,3*** (1,8)	-5,4*** (1,8)	-6,4*** (1,7)	-6,1*** (1,8)
<i>DUEA<sub>h</sub></i>	-4,5* (2,3)	-5,6** (2,3)	-5,0** (2,1)	-5,8*** (1,9)	-5,7** (2,3)
<i>DUEH<sub>a</sub></i>	-4,7** (2,2)	-5,9** (2,0)	-5,6*** (2,2)	-5,2** (2,1)	-5,4** (2,2)
<i>DUEA<sub>a</sub></i>	-3,4 (2,8)	-5,1* (2,8)	-5,1* (2,8)	-4,6* (2,6)	-4,8* (2,8)
<i>TPOSH</i>	1,8 (1,7)	1,2 (1,7)	1,9 (1,7)	0,6 (1,7)	0,8 (1,7)
<i>TPOSA</i>	3,0 (2,3)	2,0 (2,2)	2,3 (2,2)	1,2 (2,1)	1,3 (2,2)
<b>Variable / Echantillon</b>	Cylindré				
<i>DUEH<sub>h</sub></i>	-8,2*** (3,0)	-4,9** (2,1)	-5,5** (2,3)	-4,8*** (1,5)	-6,8*** (1,3)
<i>DUEA<sub>h</sub></i>	-8,2** (4,1)	-6,1** (3,0)	-5,7* (3,0)	-5,6*** (2,0)	-7,1*** (1,7)
<i>DUEH<sub>a</sub></i>	-8,2* (4,2)	-6,1* (3,3)	-8,0** (3,2)	-6,6*** (2,0)	-7,0*** (1,6)
<i>DUEA<sub>a</sub></i>	-7,5 (5,7)	-7,2 (4,5)	-7,8* (4,2)	-6,5** (2,8)	-7,2*** (2,3)
<i>TPOSH</i>	-0,7 (3,1)	1,4 (2,1)	0,8 (2,3)	1,3 (1,6)	0,1 (1,3)
<i>TPOSA</i>	-1,2 (4,3)	0,2 (3,0)	0,8 (3,1)	1,0 (2,1)	0,1 (1,7)

Source : enquête sur la DUE (1992-2000) appariée avec le fichier de suivi des accords - conventions de RTT (version de mai 2003).

Champs : entreprises industrielles (hors énergie) passées aux 35 heures ou non avant 2001.

Notes : Niveaux de significativité : \*(10%), \*\*(5%) et \*\*\*(1%). <sup>a</sup>Points de pourcentage.

Tableau 7: *Estimations non paramétriques* de l'effet du passage aux 35 heures avant 2001 sur la DUE et l'intensité de recours au travail posté. Suivant l'année de référence considéré (1992-1997). *Appariement sur le rapport des chances.*

Référence	1992	1993	1994	1996	1997
<b>Variable / T</b>	Signature de l'accord				
<i>DUEH<sub>h</sub></i>	-6,2 *** <sup>a</sup> (2,2) [-9,7;-0,9]	-7,3 *** (1,9) [-11,3;-3,3]	-7,0 *** (2,1) [-10,4;-2,0]	-6,7 *** (2,0) [-11,0;-2,8]	-7,6 *** (2,2) [-11,0;-2,8]
<i>DUEA<sub>h</sub></i>	-6,2 *** (2,9) [-10,7;-0,3]	-8,3 *** (2,7) [-13,7;-2,7]	-8,4 *** (2,8) [-12,3;-1,7]	-8,0 *** (2,8) [-12,7;-1,7]	-8,7 *** (3,1) [-14,7;-1,7]
<i>DUEH<sub>a</sub></i>	-6,2 ** (2,9) [-11,5;-0,2]	-7,6 *** (2,7) [-13,4;-2,8]	-7,3 *** (2,8) [-13,4;-1,7]	-5,7 ** (2,7) [-11,6;-1,0]	-8,1 *** (3,0) [-14,2;-1,7]
<i>DUEA<sub>a</sub></i>	-6,3 * (3,6) [-13,0;-1,3]	-8,4 ** (3,6) [-16,5;-1,6]	-8,2 ** (3,4) [-14,9;-0,9]	-6,4 * (3,6) [-14,5;-0,2]	-9,3 ** (4,1) [-17,0;-0,8]
<i>TPOSH</i>	0,1 (2,1) [-2,09;4,8]	-1,3 (1,9) [-4,8;2,5]	-1,1 (2,1) [-4,4;3,6]	-0,7 (1,9) [-4,8;3,2]	-1,5 (2,2) [-5,5;3,1]
<i>TPOSA</i>	-0,2 (2,8) [-4,1;6,3]	-2,4 (2,7) [-7,8;2,9]	-2,4 (2,7) [-6,5;3,8]	-1,9 (2,7) [-7,2;3,9]	-2,6 (3,2) [-9,1;4,6]
<b>Variable / T</b>	Passage effectif				
<i>DUEH<sub>h</sub></i>	-6,8 *** (2,2) [-11,0;-1,9]	-8,8 *** (2,0) [-11,9;-4,5]	-7,4 *** (2,5) [-12,6;-2,2]	-9,0 *** (2,2) [-13,5;-4,6]	-8,4 *** (2,1) [-13,3;-4,4]
<i>DUEA<sub>h</sub></i>	-6,5 ** (3,0) [-11,5;-0,7]	-9,7 *** (2,8) [-14,5;-3,7]	-7,9 *** (3,2) [-14,6;-2,2]	-10,4 *** (2,9) [-14,5;-3,8]	-9,2 *** (3,0) [-15,3;-3,4]
<i>DUEH<sub>a</sub></i>	-7,3 ** (3,1) [-13,3;-1,3]	-9,8 *** (2,9) [-15,2;-4,1]	-8,7 *** (3,2) [-14,9;-2,7]	-7,6 *** (2,9) [-15,6;-2,7]	-8,5 *** (3,0) [-15,6;-3,5]
<i>DUEA<sub>a</sub></i>	-7,0 * (3,9) [-13,9;0,8]	-11,6 *** (3,8) [-17,7;-3,2]	-9,3 ** (4,0) [-18,0;-1,2]	-8,3 ** (3,8) [-17,9;-2,0]	-9,3 ** (4,1) [-18,3;-2,1]
<i>TPOSH</i>	0,1 (2,1) [-3,5;4,4]	-1,8 (1,9) [-5,0;2,3]	-0,4 (2,4) [-5,3;4,6]	-1,9 (2,1) [-5,9;2,3]	-1,5 (2,0) [-5,9;2,6]
<i>TPOSA</i>	0,6 (3,0) [-4,4;6,2]	-2,8 (2,8) [-7,7;3,0]	-1,0 (3,1) [-7,6;4,7]	-3,3 (2,9) [-7,6;3,0]	-2,2 (2,8) [-7,6;3,5]

Source : enquête sur la DUE (1992-2000) appariée avec le fichier de suivi des accords - conventions de RTT (version de mai 2003).

Champs : entreprises industrielles (hors énergie) ayant signé un accord de RTT (ou effectivement passées aux 35 heures) avant 2001 ou non.

Notes : écarts-type (entre parenthèses) et intervalles de confiance à 5% entre crochets obtenus par bootstrap (200 répliquions). Niveaux de significativité : \*(10%), \*\*(5%) et \*\*\*(1%). <sup>a</sup>Points de pourcentage.



Pour cela, à l'aide des données sur les entreprises industrielles issues de l'enquête sur la DUE (Banque de France, 1989-2004) appariées avec le fichier de suivi des accords-conventions de RTT (DARES, mai 2003), nous avons envisagé deux indicateurs de moyenne harmonique et arithmétique du niveau du recours au travail posté et les indicateurs de DUE associés. Nous avons ensuite utilisé la méthode de la double différence avec deux types d'estimateurs de régression linéaire et d'appariement sélectif pour évaluer l'impact du passage aux 35 heures sur la DUE.

Les deux principaux résultats qui se dégagent de l'analyse sont que : (i) la RTT a occasionné en 2000 une baisse de la DUE hebdomadaire (et annuelle dans une moindre mesure) de 4 à 10 points de pourcentage dans les entreprises passées aux 35 heures ou ayant signé un accord de RTT avant 2001 par rapport aux autres entreprises ; (ii) la RTT n'a pas directement entraîné de recours accru au travail posté dans les entreprises aux 35 heures avant 2002 par rapport aux autres, la hausse de l'intensité du recours au travail posté dans les premières nommées par rapport aux secondes étant davantage due aux différences de caractéristiques organisationnelles existant entre les deux types d'entreprises. En outre, la fréquence de recours aux divers types de travail postés (travail en discontinu, en semi-continu ou en continu) n'a pas davantage augmenté dans les entreprises aux 35 heures par rapport aux autres. Par conséquent, l'évolution de la DUE suite à la mise en place des lois de RTT semble avoir été variable dans le temps et limitée : forte en 2000 mais ensuite quasiment nulle une fois passée la date de la baisse légale de la durée du travail à 35 heures pour les entreprises de 20 salariés et plus, majoritairement présents dans l'échantillon final.

Un premier prolongement serait d'envisager des mesures plus fines ou alternatives de l'intensité de recours au travail posté et de la DUE plus déconnectées de la durée du travail individuelle. Par exemple, les pondérations présentées à la section 2 pourraient être estimées, comme cela a été fait par Sylvain [2004] sur la base de l'information issue de la Centrale de Bilan (Banque de France). Malgré tout, l'auteur avait mis en avant dans son travail le fait que les indicateurs de DUE ainsi obtenus suivaient une évolution proche de ceux utilisant les moyennes harmoniques et arithmétiques. Ensuite, l'indicateur de la DUE utilisé ici est le produit de l'indicateur de recours au travail posté par le nombre d'heures moyen travaillé par un salarié employé par l'entreprise ; il est donc directement relié à la durée du travail individuelle. Une alternative serait d'accéder à des données sur la consommation d'électricité ou d'énergie comme dans Heyer [1995].

Un deuxième prolongement consisterait à envisager un traitement multiple. Dans ce document, nous avons considéré le passage effectif aux 35 heures (ou la signature d'un accord de RTT). Toutefois, les lois de RTT Robien, Aubry I et Aubry II proposaient différents types d'aides financières (aides incitatives, structurelles) pour inciter les entreprises à adopter une RTT qui ont induit des passages échelonnés aux 35 heures. Une distinction des entreprises suivant le type d'aide qu'elles ont perçues (aides incitatives Robien ou Aubry I, structurelles Aubry II) et une utilisation des méthodes d'estimations dans le cadre d'un traitement multiple (en combinant les tra-

vaux de Lechner [2000] et Smith et Todd [2005]) devraient nous fournir des résultats intéressants. Notons cependant que le petit nombre d'observations à disposition pour chaque type d'aides peut mener à des estimations toujours moins précises.

## Références

- [1] Abadie, A. : “Semi-parametric difference-in-differences estimators”, *Review of Economic Studies*, vol. 72 (1), n°250.
- [2] Abou, A., G. Cette et J. Mairesse : “Degrés d'utilisation des facteurs et productivité : une étude sur données d'entreprises”, *Cahiers Economiques et Monétaires*, n°35, 1990.
- [3] Afsa, C. et P. Biscourp : “L'évolution des rythmes de travail entre 1995 et 2001: quel impact des 35 heures? ”, *Economie et Statistique*, n°376-377, p. 173-213, 2004.
- [4] Anxo, D., G. Bosch, D. Bosworth, G. Cette, T. Sterner et D. Taddéi. *Utilisation des équipements et horaires de travail : comparaison internationale*. INSEE Méthodes, n°49-50-51, 1995.
- [5] Askenazy, P., C. Bloch-London et M. Roger : “La réduction du temps de travail 1997-2003 : dynamique de construction des lois “Aubry” et premières évaluations”, *Economie et Statistique*, n°376-377, p. 153-171, 2004.
- [6] Enquête sur la Durée d'Utilisation des Equipements. Questionnaire 2003. *Banque de France*, 2003.
- [7] Bardos, M. : “Développements récents de la méthode des scores de la Banque de France”, *Bulletin de la Banque de France*, n°90, juin 2001.
- [8] Bardos, M. : “Les scores de la Banque de France : leur développement, leurs applications, leur maintenance”, *Bulletin de la Banque de France*, n°144, décembre 2005.
- [9] Bardos, M., S. Foulcher et E. Bataille : “Les scores de la Banque de France, méthode, résultats, application 2004”, Banque de France, Observatoire des entreprises, décembre 2003.
- [10] Betancourt, R. R. et C. K. Clague. *Capital Utilization, A Theoretical and Empirical Analysis*. Cambridge University Press, 1981.
- [11] Bosworth, D. et G. Cette : “La mesure de la durée d'utilisation des équipements”, ch. 4, p. 101-131 dans Anxo et al. [1995].

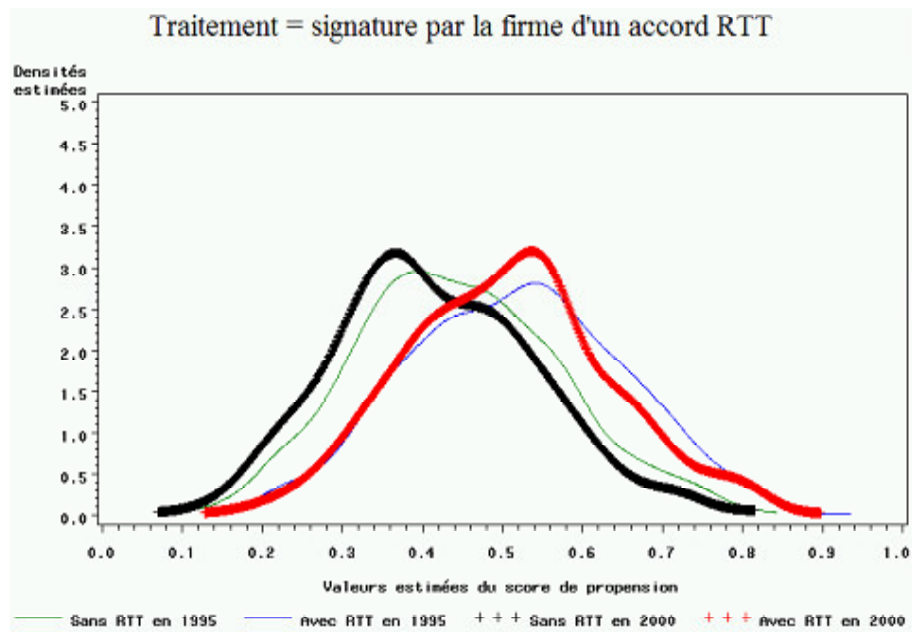
- [12] Bosworth, D. et D. Heathfield: “Organisation du travail et durée d’utilisation des équipements: fondements micro-économiques”, ch. 2, p. 37-75 dans Anxo et alii [1995].
- [13] Bosworth, D. et C. Pugh: “Optimal capital utilisation and shiftworking”, *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 87 (4), p. 658-667, 1985.
- [14] Bresnahan, T. F. et V. A. Ramey: “Output fluctuations at the plant level.”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, n°3, p. 593-624, août 1994.
- [15] Cahuc P. et P. Granier. *La réduction du temps de travail. Une solution pour l’emploi?* Economica, 1997.
- [16] Calmfors, L. et M. Hoel: “Work sharing and shiftwork”, *Oxford Economic Papers*, New Series, vol. 41 (4), p. 758-773, octobre 1989.
- [17] Cette, G.: “Durée d’utilisation des équipements: inversion d’une tendance longue”, *Economie et Statistique*, n°231, p. 33-47, avril 1990.
- [18] Cette, G.: “Durée d’utilisation des équipements et travail posté en France”, ch. 6, p. 159-183 dans Anxo et alii [1995].
- [19] Cette, G., B. Durand et T. Tyl: “Réorganiser le travail: une solution pour l’emploi? ”, *Economie et Statistique*, Vol. 184, pp.3-23, 1986.
- [20] DARES: “Séries de passage à 35 heures. Les résultats statistiques définitifs de la réduction du temps de travail issus de la base DARES-URSSAF”, *Ministère de l’Emploi et de la Solidarité*, septembre 2005.
- [21] Doisneau, L. et C. Daniel: “Suivi statistique des conventions de réduction collective de la durée du travail. Guide du fichier informatique”, octobre 1998.
- [22] Dupaigne, M.: “Shiftworking and Capital Utilization over the Business Cycle”, *Annales d’Economie et de Statistique*, No. 66, p. 235-256, 2002.
- [23] Fitzgerald, T. J.: “Work schedules, wages, employment in a general equilibrium model with team production”, *Review of Economic Dynamics*, vol. 1, p. 809-834, 1998.
- [24] Foss, M. F.. *Shiftwork, Capital Hours and Productivity Change*. Kluwer Academic, Boston; Dordrecht et Londres.
- [25] Fournier, B., O. Barrat et C. Daniel: “Réduction du temps de travail: la négociation d’entreprise au premier semestre 2000”, *Premières Informations*, n°17.2, avril 2001.

- [26] Frölich, M.: “Matching estimators and optimal bandwidth choice”, *Statistics and Computing*, vol. 15(3), p. 197-215, 2005.
- [27] Garcia Sanchez, A. et M. d. M. Vasquez Mendez: “The timing of work in a general equilibrium model with shiftwork”, *Investigaciones Economias*, vol. 19 (1), p. 149-179, 2005.
- [28] Garofalo, A., R. Plasman et C. P. Vinci: “Reducing working time in an efficiency wage economy with a dual labour market”, *Istituto Di Studi Di Economici, Università Degli Studi Di Napoli, Working Paper n° 7.2000*, juillet 2000.
- [29] Garofalo, A. et C. P. Vinci: “Employment oriented policies in a trade union local wage bargaining model”, *Istituto Di Studi Di Economici, Università Degli Studi Di Napoli, Working Paper n° 7.2001*, septembre 2001.
- [30] Gilles, F. et Y. L’Horty: “35 heures et inégalités”, *Revue Economique*, vol. 54, n°3, p. 583-594, mai 2003.
- [31] Hall, G.: “Non-convex costs and capital utilization: a study of production scheduling at automobile assembly plants”, *Journal of Monetary Economics*, vol. 45, p. 681-716, juin 2000.
- [32] Hart, R. A.. *Working time and employment*. Winchester, Massachusetts: Allen and Unwin, 1987.
- [33] Heckman J. J.: “The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependent variables and a simple estimator for such models ”, *Annals of Economics and Social Measurement*, 5, p. 475-492, 1976.
- [34] Heckman, J. J., H. Ichimura et P. E. Todd: “Matching as an econometric estimator: evidence from evaluating a job training program”, *Review of Economic Studies*, vol. 64, p. 605-654, 1998.
- [35] Heckman, J. J. et P. E. Todd: “Adapting propensity score matching and selection models to choice based samples”, *unpublished manuscript*, University of Chicago, 1999.
- [36] Heyer, E.: “Une mesure de la durée d’utilisation des équipements à partir de la consommation d’électricité des entreprises de France”, *Revue d’Economie Industrielle*, vol. 74, 4<sup>ème</sup> trimestre, 1995.
- [37] Hornstein, A.: “Towards a theory of capacity utilization: shiftwork and the workweek of capital”, *Economic Quarterly*, issue Spr, p. 65-86, 2002.

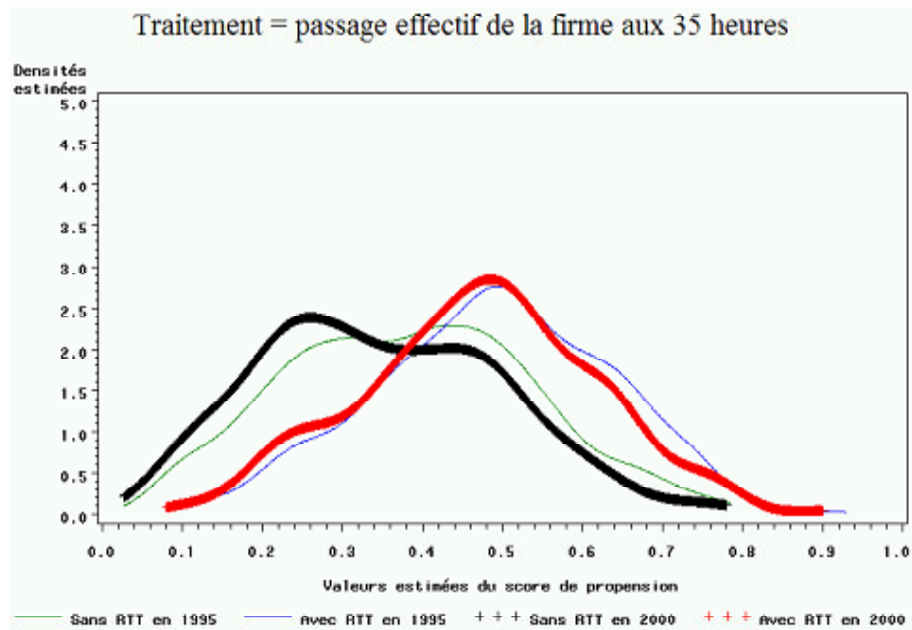
- [38] Heyer, E., F. Pelgrin et A. Sylvain: “Capital Operating Time and Working Time in the Production Function: An Evaluation on a Panel of French Firms Over the Period 1989-2001”, OFCE, *OFCE Working Paper*, septembre 2004.
- [39] INSEE. *Enquête trimestrielle de conjoncture dans l’industrie. Note méthodologique*, février 2005.
- [40] Jones D. C., T. Kato et A. Weinberg: “Managerial discretion, business strategy and the quality of jobs: evidence from medium-sized manufacturing establishments in Central New York”, *document de travail de l’université Colgate*, Hamilton, New York. Paru dans *Low wage America: how employers are reshaping opportunity in the work place*, de E. Appelbaum, A. Bernhardt et R. J. Murane [2003], éditions Russell Sage Foundation, ch. 13, 2003.
- [41] Kang, C. H. et M. Lee: “Identification for difference in differences with cross-section and panel data”, *Economics Letters*, vol. 92, n°2, 2006.
- [42] Langot, F. et M. Pucci: “Inégalités face au chômage et progrès technique: la réduction de la durée du travail est-elle souhaitable? ”, ch. 7 dans Cahuc et Granier [1997].
- [43] Lechner, M.: “Programme heterogeneity and propensity score matching: an application to the evaluation of active labour market policy”, University of St. Gallen, *Discussion Paper* n°2000.01, 2000.
- [44] Lecoupeur, Y.: “La durée d’utilisation des équipements dans l’industrie”, Observatoire des Entreprises, Banque de France, *Bulletin de la Banque de France*, février 1995-2001.
- [45] Lee, M.-J.. *Micro-Econometrics for Policy, Program, and Treatment Effects*. Oxford University Press, 2005.
- [46] Mayshar, J. et Y. Halevy: “Shiftwork”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No. 1, Part 2: Essays in Yoram Ben-Porath, p. S198-S222, janvier 1997.
- [47] Mayshar, J. et G. Solon: “Shiftwork and the Business Cycle”, *American Economic Review*, vol. 83, n°2, p. 224-228, 1993.
- [48] Matthey, J. et S. Strongin: “Factor utilization and margins for adjusting output: evidence from manufacturing plants”, *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, vol. 2, p. 3-17, 1997.
- [49] Meyer, B. D.: “Natural and quasi-experiments in economics”, *NBER technical working paper n°170*, décembre 1994. Publié dans le *Journal of Business Economic Statistics*, vol. 13, p. 151-161, 1995.

- [50] Oi, W.Y.: “Slack capacity: productive or wasteful? ”, *American Economic Review*, vol. 71, n°2, pp. 64-69, mai 1981.
- [51] Pham, H.: “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. Guide du fichier informatique”, MES-DARES, juin 2001.
- [52] de Regt, E. R.: “Shifwork, operating time and working time”, ch. 4 dans de Regt Erik R. “Employment, Wages and Working Time”, *Thèse de doctorat*, 2002.
- [53] Rosenbaum, P. et D. Rubin: “The central role of the propensity score in observational studies for causal effects”, *Biometrika*, vol. 70 (1), p.41-55, 1983.
- [54] Rubin, D.: “Estimating causal effects of treatments in randomized and non randomized studies”, *Journal of Educational Psychology*, 66, 688-701, 1974.
- [55] Shapiro, M. D.: “Cyclical productivity and the workweek of capital”, *American Economic Review*, vol. 83, n°2, p. 229-233, 1993.
- [56] Smith, J. A. et P. E. Todd: “Does matching overcome LaLondes critique of nonexperimental estimators? ”, *Journal of Econometrics*, vol. 125, p. 305-353, 2005.
- [57] Sylvain, A.: “La durée d’utilisation des équipements: principaux résultats 1989-2000”, Observatoire des Entreprises, Banque de France, *Bulletin de la Banque de France*, n°94, octobre 2001.
- [58] Sylvain, A.: “Pertinence empirique des mesures indirectes de la durée d’utilisation des équipements”, *miméo de la Banque de France*, dans A. Sylvain, *Le partage de la valeur ajoutée en France depuis 1970*, Thèse de doctorat, 2004.
- [59] Winston G. C. et T. O. McCoy: “Investment and the optimal idleness of capital”, *Review of Economic Studies*, vol. 41, n°3, p. 419-429, juillet 1974.

**Figure 1 :** Densités estimées des scores de propension quand l'année considérée après le traitement (date de signature de l'accord ou du passage) est 2000.

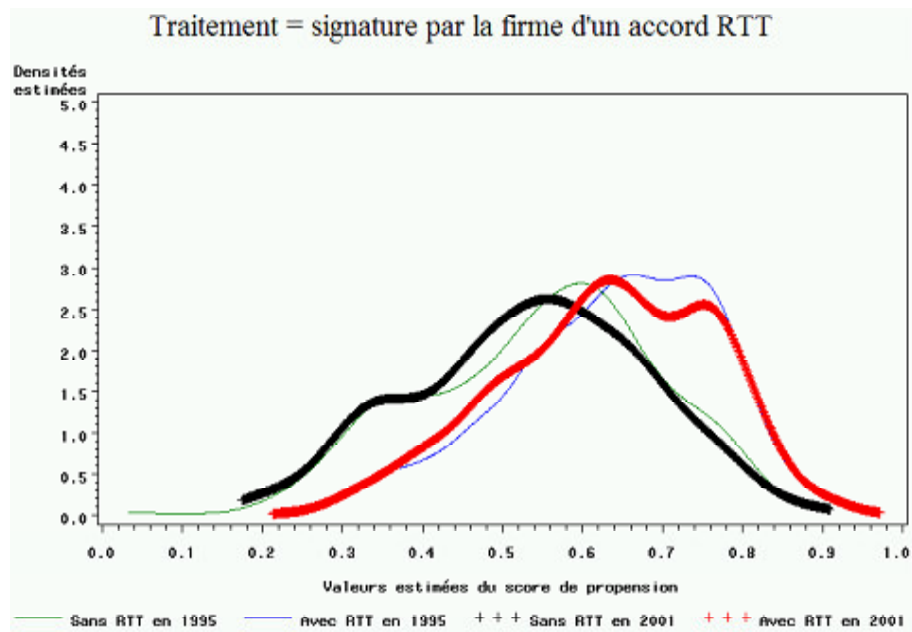


Source : années 1995 et 2000 de l'enquête sur la DUE appariées avec le fichier de suivi des accords conventions de RTT (version de mai 2003).  
 Champs : entreprises industrielles (hors énergie) avant signé ou non un accord RTT avant 2001.

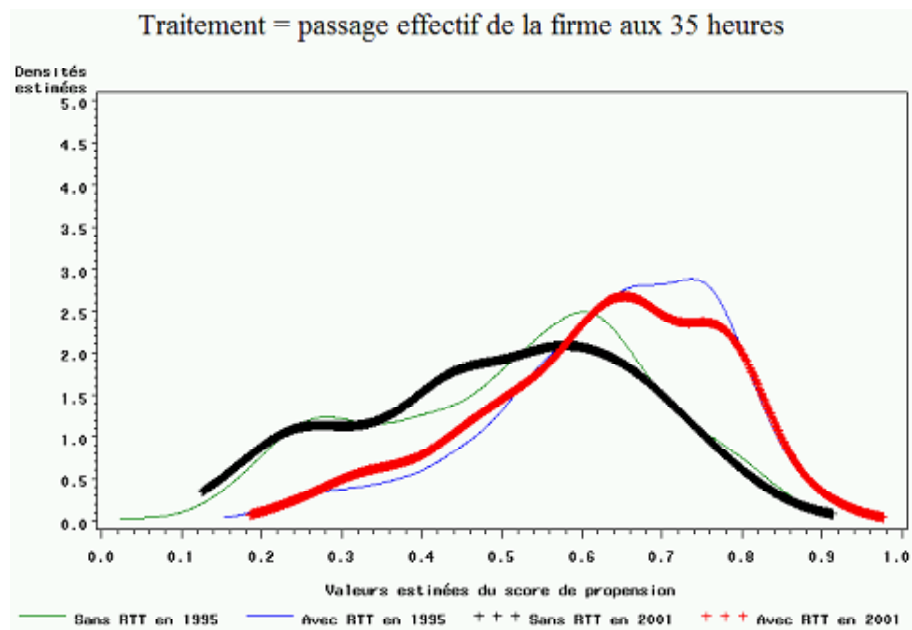


Source : années 1995 et 2000 de l'enquête sur la DUE appariées avec le fichier de suivi des accords conventions de RTT (version de mai 2003).  
 Champs : entreprises industrielles (hors énergie) passées ou non aux 35 heures avant 2001.

**Figure 2 :** Densités estimées des scores de propension quand l'année considérée après le traitement (date de signature de l'accord ou du passage) est 2001.



Source : années 1995 et 2001 de l'enquête sur la DUE appariées avec le fichier de suivi des accords conventions de RTT (version de mai 2003).  
 Champs : entreprises industrielles (hors énergie) avant signé ou non un accord RTT avant 2002.



Source : années 1995 et 2001 de l'enquête sur la DUE appariées avec le fichier de suivi des accords conventions de RTT (version de mai 2003).  
 Champs : entreprises industrielles (hors énergie) passées ou non aux 35 heures avant 2002.



## **Annexe 1 : les données utilisées**

### **L'appariement de deux sources de données**

La base de données utilisée résulte de l'appariement de l'enquête sur la Durée d'Utilisation des Equipements productifs (Banque de France) sur la période 1989-2004 et du fichier administratif de suivi des accords-conventions de Réduction du Temps de Travail (Direction de l'Animation de la Recherche, des Etudes et des Statistiques – DARES, mai 2003). La première source est établie au niveau de l'entreprise, la deuxième au niveau de l'établissement.

Avant de procéder à l'appariement, nous nous sommes assurés du fait qu'une même entreprise ne pouvait pas avoir donné lieu à une saisie multiple (repérage de doublons). Par ailleurs, l'unique identifiant des unités productives présentes dans l'enquête sur la DUE est le SIREN. Au préalable, nous avons retiré de chaque année d'enquête sur la DUE toutes les entreprises qui apparaissaient comme ayant répondu plus d'une fois (doublons). L'appariement des seize années de l'enquête sur la DUE (1989-2004) avec le fichier administratif sur les accords RTT (DARES, 2003) a été effectué en associant à chaque entreprise présente une année d'enquête donnée les renseignements concernant le passage aux 35 heures pour tous ses établissements.

Le fichier final – avant toute correction sur chacune des deux sources – contient 14703 établissements. Dans le fichier RTT, une variable pointe directement sur l'établissement de référence de chaque entreprise, établissement qui constitue le siège social de l'entreprise considérée. Cette variable permet en outre de compter les entreprises au niveau national. Puisque l'information concernant les dates de passage, de signature de l'accord des établissements – ainsi que le type d'aide perçue – était souvent la même pour les établissements d'une même entreprise, nous avons considéré l'information fournie par fichier de la DARES pour l'établissement de référence. La base finale est par conséquent établie au niveau de l'entreprise.

Dans la suite de cet annexe, nous présentons le contenu des deux sources de données, les variables créées et les quelques redressements effectués sur le fichier DARES pour chaque année d'enquête sur la DUE. Enfin, deux tableaux récapitulatifs des échantillons utilisés est dressé.

### **L'enquête sur la Durée d'Utilisation des Equipements**

Cette enquête est menée chaque année depuis 1989 par la Banque de France<sup>36</sup>. Elle est établie au niveau des entreprises et concerne environ 1500 à 2500 unités productives de l'industrie (hors secteur de l'énergie) avec un taux de renouvellement de l'échantillon répondant de l'ordre de 47% d'une année sur l'autre. Elle rassemble plusieurs types de renseignements pour chaque année d'enquête. Ce qui suit décrit le contenu de l'enquête, aborde les principaux redressements effectués et les variables créées.

---

<sup>36</sup>Cette partie s'appuie sur le questionnaire de l'enquête sur la DUE de 2003 (Banque de France [2003]).

Dans une première partie, l'enquête fournit les informations sur le nombre d'établissements constituant l'entreprise répondante et le nombre d'établissements concernés par la réponse à l'enquête. Plusieurs corrections ont été apportées : (i) lorsque le nombre d'établissements sensés être concernés par l'enquête sur la DUE était plus élevé que le nombre d'établissements composant l'entreprise, nous avons considéré que tous les établissements de l'entreprise étaient concernés par l'enquête sur la DUE ; (ii) nous avons redressé à la valeur 1 la réponse à la question "filtre" ("l'entreprise compte-t-elle plusieurs établissements? ") quand celle-ci était non renseignée mais que le nombre d'établissements déclarés était supérieur à 1, à la valeur 0 sinon ; (iii) enfin, lorsque la firme déclarait en même temps être constituée de plusieurs établissements et être mono-établissement, la réponse à la question "filtre" a été redressée à 1. A partir des codes de la NAF700 (Nomenclature d'Activités Françaises en 700 postes), deux variables renseignant l'activité de l'entreprise au niveau des NAF16 et 36 ont également été construites. Pour les années de 1989 à 1995 de l'enquête sur la DUE, nous avons ainsi construit une table de passage entre la NAP600 et la NAF114 : (i) un tri croisé a été fait sous SAS sur l'année 1992 de l'Enquête Annuelle d'Entreprise entre la NAP600 et la NAF114, (ii) puis nous avons affecté chaque classe de la NAP600 à la classe de la NAF114 pour laquelle les effectifs d'entreprises étaient les plus élevés.

Dans une deuxième partie, l'entreprise est interrogée sur ses effectifs salariés totaux<sup>37</sup> en équivalent temps plein, ainsi que sur l'organisation du travail lors de la deuxième semaine de septembre de l'année de l'enquête. D'une part, l'organisation du travail consiste en la durée moyenne du travail hebdomadaire : la durée hebdomadaire du travail individuel inclut les temps de pause (y compris pour le repas) – lorsque ceux-ci sont assimilés à un temps de travail – et les heures supplémentaires prévues par accord (ou convention) collectif(ve) ; les heures perdues pour cause de chômage partiel ou d'absentéisme se sont, par contre, pas censées être décomptées. La durée moyenne du travail hebdomadaire est alors une moyenne des durées individuelles pondérée par les effectifs salariés concernés. D'autre part, l'organisation du travail est décrite par la répartition des effectifs sur les divers types de travail en équipes, lorsque l'entreprise y recourt. Le travail en équipes est une forme de travail par relais dans lequel plusieurs équipes se succèdent sur un type donné d'équipements, avec un temps de chevauchement nul ou réduit au passage des consignes. Il recouvre : (i) le travail en deux équipes (ou en discontinu) dont le but est d'allonger la journée de fonctionnement des machines mais qui conserve un temps d'arrêt quotidien ; (ii) le travail en trois équipes (ou en semi-continu) qui voit se succéder trois équipes sur chaque journée, sans interruption de la production sauf le samedi et le dimanche ; (iii) le travail en continu organisé de telle sorte que les équipements fonctionnent 24 heures sur 24, 7 jours sur 7. Par conséquent, nous avons vérifié que la somme des ef-

---

<sup>37</sup>Ces effectifs regroupent l'ensemble des personnes en contrat dans l'entreprise – y compris celles absentes pour des raisons diverses au moment de la réalisation de l'enquête – et celles embauchées en intérim.

fectifs postés n'était pas supérieure au nombre total de salariés ; le cas échéant, nous avons redressé le nombre de salariés en le supposant égal à la somme des effectifs sur les trois types d'équipements. De plus, en cas d'absence de réponse ou de réponse négative à la question filtre sur la pratique du travail en équipes alors que des effectifs postés non nuls étaient déclarés, la réponse à la variable filtre sur le recours au travail posté a été redressée à 1. Et inversement en cas de réponse positive à la question filtre et de somme des effectifs postés nulle. Après quoi, nous avons construit trois variables prenant la valeur 1 lorsque l'entreprise a recours au travail en discontinu, en semi-continu ou en continu. A partir des données sur les effectifs postés, nous avons construit deux indicateurs de moyenne harmonique et arithmétique de recours au travail posté (voir Bosworth et Cette [1995] et la section 3), lesquels – multipliés par la durée du travail moyenne hebdomadaire – nous ont donné deux indicateurs de la DUE hebdomadaire.

Une troisième partie concerne des arrêts d'exploitation hebdomadaire – sous la forme du nombre de jours d'arrêt de fonctionnement de l'entreprise par semaine – et annuels. Les différents types d'arrêt annuels renseignés ont pour cause : *(i)* les congés payés, *(ii)* une activité saisonnière, *(iii)* des jours fériés et ponts non récupérés et *(iv)* d'autres causes dont le chômage partiel, les grèves, les problèmes techniques, les intempéries. Comme dans le cas du recours au travail posté – et pour chaque type d'arrêt – les variables “filtre” associées (“l'entreprise arrête-t-elle son exploitation pour motif ...? ”) ont été redressées à 1 (respectivement à 0) lorsque le nombre de jours d'arrêt correspondant était non nul (respectivement nul). Grâce à ces variables et aux indicateurs de DUE hebdomadaires précédemment calculés, nous avons déterminé un nombre moyen de semaines de fonctionnement de l'unité productive sur l'année et construit deux indicateurs annuels de la DUE en supposant que la DUE était la même chaque semaine ouvrée (Bosworth et Cette [1995]). Suivant la notice explicative de la Banque de France sur la DUE (Banque de France [1999]), les samedis et les dimanches n'étaient pas inclus dans ces arrêts annuels. Dans le cas où l'entreprise ne fonctionnait pas en continu, nous les avons par conséquent décomptés du nombre potentiel total de semaines de fonctionnement de l'entreprise sur l'année.

Une quatrième partie interroge les entreprises sur la progression de la DUE passée (sur les 12 derniers mois) et future (sur les 12 prochains mois) et sur les modalités de cette évolution (dans le cas où celle-ci est non nulle) : *(i)* augmentation ou diminution du recours au travail posté, *(ii)* augmentation ou diminution de la durée du travail hebdomadaire offerte, *(iii)* installation de nouveaux équipements ou *(iv)* autres (comme le chômage partiel). Afin de s'assurer d'une certaine cohérence entre l'évolution de la DUE et ses modalités d'évolution, nous avons là aussi procédé à quelques redressements. Si certaines modalités de variation de la DUE (passée ou future) n'étaient pas renseignées, nous leur avons affecté la valeur 0. Si la variation de la DUE (passée ou future) était non nulle mais qu'aucune des modalités n'était renseignée, nous avons affecté la valeur 1 à la modalité de variation de la DUE “autres”.

La dernière partie de l'enquête traite des obstacles à l'évolution future de la DUE. En fait, le questionnaire demande aux entreprises si elles sont susceptibles de rencontrer des obstacles lors d'un allongement futur (prévu) de la DUE. Le cas échéant, les entreprises sont sensées hiérarchiser les neuf problèmes potentiels dans l'ordre décroissant de leur importance : le chiffre 1 est réservé à l'obstacle le plus important, le chiffre 2 est affecté au deuxième obstacle le plus important et ainsi de suite. Cette variable pose plusieurs problèmes : (i) la hiérarchisation est parfois incomplète (certaines modalités ne sont pas classées); (ii) il arrive qu'à plusieurs obstacles soit associé le même numéro dès que nous abordons le quatrième ou le cinquième obstacle le plus important; (iii) la modalité caractérisant l'absence de renseignement a été modifiée lors de la saisie informatique suivant les années<sup>38</sup>. En raison de la complexité de cette variable et des difficultés concernant son exploitation, nous avons créé quatre types de variables : (i) neuf variables nous indiquent si l'obstacle  $j$  est le premier obstacle rencontré par la firme, (ii) neuf autres pour le deuxième obstacle, (iii) neuf autres pour les trois premiers obstacles et (iv) neuf variables indiquant seulement pour chaque obstacle s'il devait être rencontré par la firme ou non en cas d'allongement de la DUE. Finalement, seules les variables issues de (i) ont été utilisées.

Enfin, nous pouvons noter la stabilité des questions posées dans le temps et de la taille de l'échantillon considéré, dans une moindre mesure sur la période 1989-2001. En effet, les variables saisies jusqu'en 2001 renseignent l'intégralité des cinq parties exposées ci-dessus. Au-delà de cette date, le questionnaire a été simplifié et les variables suivantes n'ont depuis lors plus été renseignées : les arrêts d'exploitation, les obstacles rencontrés en cas d'allongement envisagé de la DUE dans le futur. La taille de l'échantillon annuel a été relativement stable autour de 2000 observations avant 2001. A partir de 2001, la fermeture de certains comptoirs et, à partir de 2002, la restriction du champs de l'enquête aux unités productives de 20 salariés et plus, ont contribué à diminuer la taille de l'échantillon à 1400 unités environ.

### **Le fichier administratif des accords-conventions de Réduction du Temps de Travail**

Etabli au niveau de l'établissement, ce fichier recense l'intégralité des unités productives passées aux 35 heures dans le cadre des lois de réduction du temps de travail Robien (11 juin 1996), Aubry I (13 juin 1998) et Aubry II (19 janvier 2000)<sup>39</sup>.

Il renseigne les dates de signature des accords de RTT et de passage aux 35 heures. En outre, il fournit l'information sur le type d'aide perçue (aides incitatives Robien ou Aubry I; aide structurelle Aubry II, sur le fait que l'unité productive n'a pas bénéficié d'aides incitatives Aubry I tout en ayant anticipé la date de la baisse légale (1<sup>er</sup> janvier) ou était inéligible aux aides. Ce fichier donne aussi une indication sur

---

<sup>38</sup>Qu'il y ait un obstacle ou non, l'absence de réponse a été codée à 0 en 1989, à 99 en 1990 et 1991, à 9 entre 1992 et 1999. Enfin, en 2000 et 2001, elle a été codée à 0 dans le cas où l'entreprise rencontrait des obstacles, à 9 sinon.

<sup>39</sup>Cette partie s'appuie sur le descriptif de la dernière version du fichier administratif des accords-conventions de RTT (Pham [2001]).

les engagements en terme de créations (ou de non suppression) d’emplois<sup>40</sup>.

Après l’appariement avec l’enquête sur la DUE, de ce fichier ont été exclues toutes les entreprises pour lesquelles (i) les années des dates de signatures d’accord ou de passage aux 35 heures étaient antérieures à 1996 et postérieures à 2003, (ii) les années ou mois de date de passage ou de signature de l’accord étaient non renseignées.

Des questions sur la RTT avaient également été posées aux entreprises dans l’enquête sur la DUE entre 1998 à 2001. Elles traitaient du type d’accord signé, de l’ampleur de la RTT, du nombre de salariés concernés par la RTT et des engagements en terme de créations d’emplois. Cette information n’a pour l’heure pas été exploitée. Certaines de ces variables n’étaient pas toutefois pas bien renseignées, comme par exemple l’ampleur de la RTT sur laquelle les entreprises devaient s’engager, information souvent manquante. Toutefois, dans le cadre de notre étude, l’important était plus de savoir quelle était la date exacte de signature de l’accord ou de passage aux 35 heures – plutôt que le type d’accord signé. A cette fin, l’information présente dans le fichier de suivi des accords-conventions de RTT (DARES, mai 2003) paraissait ainsi plus appropriée.

#### **Les bases de données finalement utilisées**

Les échantillons finalement exploités lors de l’analyse sont issus de l’appariement de deux années, une avant – notée D – et l’autre après – notée F – la date de signature des accords de RTT (respectivement la date effective de passage aux 35 heures). Une entreprise a reçu le “traitement” si elle a signé un accord de RTT (respectivement est effectivement passée aux 35 heures) entre les mois d’octobre de l’année D et septembre de l’année F.

Les tableaux ci-dessous récapitulent les tailles des échantillons *cylindrés* ou *non*, dans l’optique de l’application de la méthode de la double différence. Pour les échantillons *non cylindrés*, le nombre de traitées (entreprises passées aux 35 heures ou ayant signé un accord de RTT entre le mois d’octobre de l’année D et de septembre de l’année F) et de non traitées pour l’année F égale à 2000 (ou à 2001), ainsi que le nombre de “futurs” traitées (entreprises susceptibles d’adopter une RTT dans le futur, *i.e.* entre octobre de l’année D et septembre de l’année F) pour l’année D comprise entre 1992 et 1997. 1997 constitue la dernière date d’enquête sur la DUE avant l’adoption des lois Aubry I et Aubry II, mais aussi la première année d’enquête suivant l’adoption de la loi de Robien. Comme cette dernière a été adoptée le 11 juin 1996, considérer une année D égale à 1996 ou à 1997 a donc impliqué d’exclure de l’échantillon ainsi constitué les entreprises ayant réduit le temps de travail de leurs salariés avant que l’enquête sur la DUE pour les années 1996 et 1997 ne soit réalisée. Pour les échantillons *cylindrés*, le nombre d’entreprises passées aux 35 heures ou non entre les mois d’octobre de l’année D et septembre de l’année F est aussi précisé.

---

<sup>40</sup>Une précédente version donnait des indications tant sur les modalités retenues pour réduire le temps de travail, les réorganisations effectuées par les entreprises, ainsi que sur les modalités de la compensation salariale accordée lors du passage aux 35 heures (Doisneau et Daniel [1998]). Cette présentation du fichier a été abandonnée pour les entreprises passées aux 35 heures après 2001.

Tableau 8: Composition des échantillons considérés pour le calcul des doubles différences. Suivant les dates D (1992 à 1997) et F (2000 ou 2001) retenues avant et après l'adoption de la RTT. *Echantillons non cylindrés.*

D / Situation	RTT en D	Sans RTT en D	RTT en F	Sans RTT en F
<b>Signature de l'accord</b>	$F = 2000$			
1992	717	1078	775	641
1993	820	977	775	641
1994	799	983	775	641
1995	822	1001	775	641
1996	795	891	775	641
1997	774	854	737	641
	$F = 2001$			
1992	901	894	892	345
1993	1027	770	892	345
1994	989	793	892	345
1995	1030	793	892	345
1996	990	696	892	345
1997	981	647	858	345
<b>Passage effectif</b>	$F = 2000$			
1992	649	1146	681	735
1993	742	1055	681	735
1994	723	1059	681	735
1995	733	1090	681	735
1996	708	979	681	735
1997	700	950	660	735
	$F = 2001$			
1992	877	918	869	368
1993	1000	797	869	368
1994	958	824	869	368
1995	1001	822	869	368
1996	959	728	869	368
1997	971	679	853	368

Source : enquête sur la DUE (1992-2001) appariée avec le fichier de suivi des accords - conventions de RTT (version de mai 2003).

Champs : entreprises industrielles (hors énergie) passées ou non aux 35 heures entre octobre de l'année D et septembre de l'année F.

Tableau 9: **Composition des échantillons considérés pour le calcul des doubles différences. Suivant les dates D (1992 à 1997) et F (2000 ou 2001) retenues avant et après l'adoption de la RTT. *Echantillons cylindrés.***

<b>D / Situation</b>	RTT entre D et F	Sans RTT entre D et F	Total
<b>Signature de l'accord</b>	<i>F</i> = 2000		
1992	201	137	338
1993	232	180	412
1994	251	180	431
1995	262	235	497
1996	289	254	543
1997	319	266	585
	<i>F</i> = 2001		
1992	241	82	323
1993	278	91	369
1994	281	100	381
1995	317	117	434
1996	333	124	457
1997	374	129	503
<b>Passage effectif</b>	<i>F</i> = 2000		
1992	175	163	338
1993	203	209	412
1994	216	215	431
1995	232	265	497
1996	249	293	542
1997	284	310	594
	<i>F</i> = 2001		
1992	232	91	323
1993	267	102	369
1994	271	110	381
1995	307	127	434
1996	321	135	456
1997	376	138	514

Source : enquête sur la DUE (1992-2001) appariée avec le fichier de suivi des accords - conventions de RTT (version de mai 2003).

Champs : entreprises industrielles (hors énergie) passées ou non aux 35 heures entre octobre de l'année D et septembre de l'année F.

## Annexe 2 : notations retenues pour les variables utilisées

### *Variables d'intérêt (dans l'ordre d'apparition du tableau 2.1) :*

*DUEH<sub>h</sub>* : DUE, moyenne *harmonique* calculée sur la semaine de référence  
*DUEA<sub>h</sub>* : DUE, moyenne *arithmétique* calculée sur la semaine de référence  
*TPOSH* : intensité de recours au travail posté, moyenne *harmonique*  
*TPOSA* : intensité de recours au travail posté, moyenne *arithmétique*  
*DUEH<sub>a</sub>* : DUE, moyenne *harmonique* calculée sur l'année  
*DUEA<sub>a</sub>* : DUE, moyenne *arithmétique* calculée sur l'année  
*NBSEM* : nombre de semaines de fonctionnement de l'exploitation dans l'année  
*TP* : recours au travail posté  
*DC* : recours au travail posté en discontinu  
*SC* : recours au travail posté en semi-continu  
*CT* : recours au travail posté en continu

### *Indicatrice d'appartenance à un secteur d'activité :*

*IAA* : industries agricoles et alimentaires  
*HABI* : habillement, cuir  
*EDIT* : édition, imprimerie, reproduction  
*PHARM* : pharmacie, parfumerie et entretien  
*AUTO* : automobile  
*EMAIS* : équipements du foyer  
*NAVI* : construction navale, aéronautique et ferroviaire  
*MECA* : équipements mécaniques  
*ELEC* : équipements électriques et électroniques  
*MINE* : produits minéraux  
*TEXT* : textile  
*BOIS* : bois et papier  
*CHIM* : chimie, caoutchouc et plastiques  
*METAL* : métallurgie  
*COMPO* : composants électriques et électroniques

### *Indicatrices de taille de l'entreprise par tranches :*

*MIN28* : moins de 28 salariés  
*E2949* : entre 29 et 49 salariés  
*E5099* : entre 50 et 99 salariés  
*E100249* : entre 100 et 249 salariés  
*E250499* : entre 250 et 499 salariés  
*EP500* : 500 salariés et plus

### *Nombre de jours d'arrêt de fonctionnement de l'exploitation :*

*HEBDOJ* : arrêt hebdomadaire de l'exploitation  
*CONGJ* : arrêt annuel pour cause d'attribution de congés payés



*SAISOJ*: arrêt annuel pour cause d'activité saisonnière  
*FERIJ*: arrêt annuel pour cause de jours fériés non récupérés  
*AUTRJ*: arrêt annuel pour d'autres raisons (chômage partiel, grèves, problèmes techniques, intempéries)

***Premier obstacle rencontré dans l'optique d'une augmentation potentielle de la DUE :***

*RETIP*: les réticences du personnel  
*SYNDP*: la position syndicale  
*QUALP*: l'absence de personnel qualifié  
*APROP*: les goulots d'étranglement sur les matières premières ou les approvisionnements  
*TECHP*: le premier obstacle à l'évolution de la DUE est d'origine technique  
*REGLP*: le premier obstacle à l'évolution de la DUE est d'origine législative ou réglementaire  
*ACBAP*: la nécessité d'un accord ou d'une convention de branche  
*ACENP*: la nécessité d'un accord d'entreprise constitue le premier obstacle à l'évolution de la DUE  
*AUTROP*: une autre modalité constitue l'obstacle principal à une augmentation potentielle de la DUE  
*ABSOBST*: absence d'obstacle à une augmentation potentielle de la DUE

***Taux d'utilisation des capacités de production :***

*TUCSAN*: taux d'utilisation des capacités de production sans embauches  
*TUCAVEC*: taux d'utilisation des capacités de production avec embauches

***Evolution passée de la DUE annuelle et les modalités de cette évolution (si évolution il y a eu) :***

*DUEV*: évolution l'année passée la DUE  
*DTOA*: l'évolution l'année passée de la DUE est obtenue par un accroissement de la durée moyenne du travail des effectifs employés  
*DTOB*: l'évolution l'année passée de la DUE est obtenue par une baisse de la durée moyenne du travail des effectifs employés  
*TPA*: l'évolution l'année passée de la DUE est obtenue par une hausse du recours au travail posté  
*TPB*: l'évolution de la DUE sur l'année passée est obtenue par une baisse du recours au travail posté  
*EQIP*: l'évolution de la DUE l'année passée est obtenue par la mise en oeuvre de nouveaux équipements  
*AUTR*: l'évolution de la DUE l'année passée est obtenue par d'autres moyens

Tableau 10: Annexe au tableau 4. Modélisation de la probabilité qu'une firme a de s'être engagée sur la voie des 35 heures suivant l'échantillon (1995-2000 ou 1995-2001) considéré et le traitement (date de signature de l'accord de RTT ou de passage effective) retenus. Année de référence D : 1995.

Traitement	Accord	Passage	Accord	Passage
Variable / Année F	2000	2000	2001	2001
Constante	-0,1416	-0,8058	0,3155	0,2633
IAA	0,431*	0,6261**	0,2895	0,3512
HABI	0,5105*	0,5406*	0,3972	0,4612
EDIT	0,4471	0,6643	0,4146	0,6283
PHARM	0,3449	0,5221	0,3207	0,3962
AUTO	-0,6007*	-0,558	-0,0276	-0,1205
EMAIS	0,2725	0,3993	0,4201	0,4994*
NAVI	0,9644**	0,9158**	1,2354**	1,3112**
MECA	-0,1548	-0,0673	0,2199	0,3146
ELEC	-0,3635	-0,2481	-0,0925	-0,104
MINE	0,7108**	0,7855**	0,4641	0,5485*
TEXT	0,3187	0,5167	0,3822	0,5062
BOIS	0,0545	0,3082	0,3995	0,4321
CHIM	0,1697	0,2863	0,2845	0,395
METAL	-0,1133	-0,2841	0,2125	0,2223
COMPO	REF	REF	REF	REF
MIN28	-0,4945***	-0,8587***	-0,6019***	-0,818***
E2949	REF	REF	REF	REF
E5099	0,144	0,372**	0,2747*	0,4371***
E100249	0,2836**	0,5869***	0,5834***	0,7499***
E250499	0,8136***	1,0681***	1,0896***	1,2788***
EP500	0,9346***	1,1388***	1,1034***	1,3272***
HEBDOJ	0,0346	0,0309	-0,0528	-0,0409
CONGJ	-0,00324	-0,00872*	-0,00892**	-0,0103**
SAISOJ	-0,0191*	-0,0184	-0,0248**	-0,0232*
FERIJ	-0,00462	-0,00036	-0,0081	-0,00987
AUTRJ	0,0036	0,0084	-0,00196	-0,00089
RETIP	0,2282*	0,1834	0,2486*	0,2143
SYNDP	0,0367	-0,0698	0,2408	0,251
QUALP	-0,2046	-0,1779	-0,0139	-0,00069
APROP	0,1479	0,2619	0,1286	0,2115
TECHP	-0,1348	0,00172	-0,1938	-0,2371
REGLP	-0,2577	-0,1564	-0,0057	0,00986
ACBAP	1,2112*	1,3582*	1,3251	1,4505*
ACENP	-0,7254	-0,3009	-0,0947	-0,0764
AUTROP	0,5396*	0,6333**	0,6482**	0,6674**
ABSOBST	REF	REF	REF	REF
TUCSAN	-0,6744	-1,0963	-0,7566	-0,9193
TUCAVEC	1,5333***	1,7337**	1,5342**	1,5613**
DUEV	-0,4579	-0,3429	-0,6304	-0,715
DTOA	-0,00679	-0,0697	-0,1787	-0,2641*
DTOB	-0,0985	-0,1134	-0,1741	-0,2006
TPA	-0,1418	-0,1082	0,1294	0,1598
TPB	0,2724	0,3667	0,5284*	0,5463*
EQIP	0,3137**	0,1696	-0,00958	0,0591
AUTR	0,2309	0,2029	0,1403	0,1302
Résultats concordants	65,6%	68,7%	66,9%	69,4%

Source : années 1995 et 2000 (ou 1995 et 2001) de l'enquête sur la DUE appariées avec le fichier de suivi des accords - conventions de RTT (version de mai 2003).

Champs : entreprises industrielles (hors énergie) ayant signé ou non un accord de RTT (ou effectivement passées aux 35 heures) avant 2000 (ou 2001).

Notes : Niveaux de significativité : \*(10%), \*\*(5%) et \*\*\*(1%). Notations : cf. l'annexe 2.