

Quels effets des réorganisations sur la date de passage aux 35 heures ? Une étude sur données individuelles d'entreprises

Fabrice Gilles¹
version révisée, août 2006

Résumé

L'objectif de cet article est d'évaluer dans quelle mesure les réorganisations du travail dans l'entreprise avant le passage aux 35 heures ont eu un impact sur la date d'adoption de la baisse du temps de travail. Pour ce faire, nous appariions le volet « entreprises » de l'enquête sur les changements organisationnels et l'informatisation (C.O.I., 1997) et le fichier de suivi des accords - conventions de réduction du temps de travail (R.T.T., 2003). Nous considérons qu'une entreprise est réorganisée si elle utilise un plus grand nombre de dispositifs organisationnels en 1997. En utilisant les méthodes d'appariement sélectif, nous montrons que la prise en compte des contraintes organisationnelles caractérisant les entreprises réorganisées permet d'expliquer l'essentiel des différences existant entre les entreprises réorganisées et les autres dans les dates de passage aux 35 heures et le bénéfice des aides associées.

Mots clés : partage du temps de travail, réorganisations du travail, effet causal.

Classification JEL: C14, D23, J38.

Abstract

In this paper we aim at studying to what extent reorganizations of the work before implementing the 35-hours work week has influenced firms when choosing their date of implementation of working time reduction through Robien, Aubry I or Aubry II laws. To proceed, we match the business section of the French survey on organizational changes and computerization (C.O.I., 1997) and administrative data files on working time reduction agreements (R.T.T., 2003). We consider a firm as reorganized when it uses a greater number of new organizational devices in 1997. Thanks to matching estimators, we show that controlling for organizational constraints helps in explaining a large part of initial differences between reorganized firms and non reorganized firms as to their working time reduction date of implementation, as well as to benefiting from financial incentives.

Keywords: worksharing, reorganizations of work, causal effect.

JEL Classification: C14, D23, J38.

¹ EPEE, Université d'Evry Val d'Essonne. E-mail: fgilles@univ-evry.fr. Ad.: 4, bd. François Mitterrand, 91025 Evry Cedex. L'auteur remercie Nathalie Greenan, Irène Fournier, Pierre Janet et Victor De Oliveira pour l'accès et l'aide à l'utilisation des données ; Matthieu Bunel, Hélène Couprie, Nathalie Greenan, Yannick L'Horty, Jacques Mairesse, Mark Müendler, Barbara Sianesi, ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques ; les participants aux Journées de Microéconomie Appliquée (Université de Lille 3, juin 2004), à la conférence de l'EALE (Lisbonne, septembre 2004), au Congrès de l'AFSE (Paris, septembre 2004), au séminaire du CREST (avril 2005) et au séminaire interne de l'EPEE (Université d'Evry) où des versions préliminaires ont été présentées. Toutes les erreurs restent miennes.

1. Introduction

Adoptées dans un contexte de fort taux de chômage, les lois de réduction du temps de travail (Robien, Aubry I et Aubry II) en France ont donné lieu à de nombreuses études sur leurs effets en termes de création d'emplois, tant prospectives – en partant de simulations de modèles macroéconomiques (Cahuc et Granier [1997] par exemple) – que rétrospectives (voir le récent numéro de la revue *Economie et Statistique* [2004]). En revanche, peu de travaux se sont attachés à étudier les liens existants entre la mise en oeuvre de la réduction du temps de travail (R.T.T.) et les réorganisations au sein des entreprises.

Pourtant, ces lois de R.T.T. devaient permettre aux entreprises de négocier leur passage aux 35 heures avec des réorganisations du type modulation - annualisation du temps de travail par exemple. Le but était de faciliter l'adoption de la R.T.T. par les entreprises, en leur autorisant plus de flexibilité en échange de l'augmentation des coûts liée à une compensation salariale souvent élevée ou à la baisse de la productivité par tête. Par ailleurs, les entreprises bénéficiaient d'allègements de cotisations sociales d'un montant variable selon qu'elles avaient anticipé (Aubry I) ou non (Aubry II) la réduction légale. Ainsi, Askenazy [2004] et Bunel [2001] ont étudié l'impact de la R.T.T. sur l'adoption de nouveaux dispositifs d'organisation du travail (modulation/annualisation, dispositifs de juste à temps, de gestion de la qualité ou favorisant l'implication des hommes aux travail) ; Bunel [2001] trouve en particulier que le passage aux 35 heures a été l'occasion pour une grande partie des entreprises de flexibiliser leur organisation du temps de travail. Allant un peu plus loin, Afsa et Biscourp [2004] ont montré que la R.T.T. avait eu pour conséquence un accroissement des rythmes de travail des salariés.

Nous n'allons pas nous intéresser aux conséquences de la R.T.T., mais à ses conditions d'adoption. L'organisation de l'entreprise avant l'adoption de la R.T.T. a pu avoir une influence sur son passage plus ou moins précoce aux 35 heures : dans un modèle en équilibre général incluant des négociations paritaires portant à la fois sur les heures de travail et l'intensité de celui-ci, Askenazy [2000] conclut que les firmes adoptent un dispositif de R.T.T. plus tôt quand leur coût de passage est plus faible et quand elles utilisent des pratiques d'organisation du travail dites « innovantes ». Bunel [2001] montre que les entreprises utilisant des dispositifs de modulation - annualisation du temps de travail après le passage aux 35 heures sont celles qui en faisaient déjà usage par le passé ; elles ont donc profité des lois de R.T.T. pour renforcer leur organisation. Askenazy [2004] teste les hypothèses de son travail théorique. Sur la base de l'enquête REPONSE de 1998, il parvient à des conclusions mitigées : un impact positif du « juste à temps » sur la probabilité de passage de l'entreprise aux 35 heures et un impact négatif des dispositifs de gestion de la qualité, confirmant les résultats de l'étude pionnière de Aucouturier et alii [1999]. Néanmoins, les résultats obtenus sont souvent non significatifs pour des raisons tenant à la fois à un manque de recul temporel de ces études et aux fortes corrélations / complémentarités existant entre ces dispositifs organisationnels (Greenan et Mairesse [2006, ce numéro]). Enfin, dans les estimations, les dispositifs organisationnels sont examinés un par un plutôt que considérés comme un ensemble faisant système.

Nous proposons une alternative s'appuyant sur un indicateur synthétique qui somme l'ensemble des nouvelles pratiques de management utilisées par l'entreprise. Une mesure de ce type est utilisée par Osterman [1994], Gittleman et alii [1998] et plus récemment par Janod et Saint-Martin [2003] dans des travaux consacrés à l'analyse de l'impact des réorganisations sur les performances.

Notre travail mobilise le volet « entreprises » de l'enquête C.O.I. apparié avec le fichier de

suivi des accords-conventions de R.T.T. (Robien, Aubry I et Aubry II - version de mai 2003). Nos objectifs sont i) d'identifier les caractéristiques des entreprises utilisant un plus grand nombre de dispositifs organisationnels nouveaux, en 1997, avant la mise en oeuvre des lois sur la R.T.T. puis ii) de tenir compte de *ces caractéristiques pour en déterminer l'impact des caractéristiques organisationnelles des entreprises sur leur date de passage aux 35 heures*. Une fois que nous avons tenu compte de ces différences de caractéristiques observables, nous trouvons qu'il n'existe plus vraiment d'écart entre les entreprises réorganisées – i.e. utilisant un ou plus nouveaux outils de management – quant à leur date de passage et quant au bénéfice des allègements de cotisations liées aux lois de R.T.T., sauf dans certains cas particuliers. Au total, les entreprises qui sont passées plus tôt aux 35 heures se distinguent de celles qui y sont passées plus tard ou de celles qui n'y sont pas passées du tout, par le fait d'être confrontées à un ensemble de contraintes organisationnelles spécifiques.

La deuxième section précise la définition retenue pour les réorganisations et présente quelques statistiques descriptives. La troisième section liste les déterminants potentiels des réorganisations et du passage aux 35 heures. La quatrième section présente les résultats de l'effet causal des réorganisations sur la date de passage et donc le type d'aide perçue par les entreprises. La cinquième section conclut.

Réorganisations et passage aux 35 heures

Définition des réorganisations

Il y a au moins deux approches possibles pour construire un indicateur des réorganisations au sein de l'entreprise. Une première consiste en la prise en compte des nombreux dispositifs organisationnels considérés individuellement. Suivant Hall [1987], ces dispositifs peuvent être classés autour de trois objectifs (cf. Greenan et Mairesse [1999], Greenan et Hamon-Cholet [2001] pour plus de détails sur ces dispositifs) : i) *le juste à temps*, dont le but est de caler la production aux fluctuations de la demande de biens en réduisant fortement les stocks (livraison ou production en juste à temps) ; ii) *la qualité des biens*, dont le but est d'améliorer l'efficacité des procédés de production et la qualité des biens produits (normes ISO9001, ISO9002, EAQF ; méthode 5S ou TPM -total productive maintenance- ; groupes de projet ou de résolution de problèmes ; analyse de la valeur, analyse fonctionnelle ou Analyse des Modes de Défaillance de leurs Effets et de leur Criticité (AMDEC) ; autre système de certification ou démarche de qualité totale) ; iii) *l'implication des hommes*, dont le but est d'accroître l'autonomie de gestion et de fonctionnement de l'entreprise (groupes de travail autonomes ; organisation en centres de profit ; formalisation des contrats type clients / fournisseurs en interne ; réduction du nombre de niveaux hiérarchiques ; augmentation de la polyvalence des travailleurs). Il s'agit alors de tester l'impact de la présence de chaque dispositif dans l'entreprise sur son passage ou non aux 35 heures : c'est la stratégie suivie par Aucouturier et alii [1999] ou Askenazy [2004].

Une autre manière de procéder est de considérer, à l'instar de Janod et Saint-Martin [2003], que les réorganisations peuvent se mesurer par le nombre de dispositifs organisationnels utilisés par la firme. Cet argument trouve en partie son fondement dans les travaux de Greenan et Mairesse [1999,2006, ce numéro] qui, à partir des deux volets « entreprises » et « salariés » de C.O.I. explorent la perception des changements organisationnels des salariés comme celle des employeurs. Leur principal résultat est que cette perception est différente. Ils montrent en particulier que la perception des changements organisationnels des salariés ne serait pas influencée par l'utilisation par leur entreprise de tel ou tel type de dispositif organisationnel, mais plutôt par le fait que cette dernière utilise un

plus grand nombre de dispositifs organisationnels. Ce résultat demeure inchangé lorsque l'on considère les évolutions du nombre de salariés impliqués dans une pratique organisationnelle donnée entre 1994 et 1997.

Par conséquent, nous conservons le même indicateur que celui utilisé par Janod et Saint-Martin [2003] : une firme est dite réorganisée si elle utilise au moins deux dispositifs organisationnels. Cette définition est proche de celle utilisée par Gittleman et alii [1998] et par Osterman [1994], sans pour autant tenir compte de la proportion de salariés impliqués dans chaque pratique organisationnelle². Néanmoins, cet indicateur peut paraître fruste dans la mesure où deux entreprises « réorganisées » peuvent utiliser des pratiques organisationnelles différentes (aucune hiérarchisation n'est permise). De plus, le nombre de dispositifs utilisés peut être très différent d'une entreprise à une autre³.

Cet indicateur n'en demeure pas moins simple, permet une comparaison (et une caractérisation) des entreprises « réorganisées » et « non réorganisées » et peut facilement être affiné en envisageant l'utilisation d'au moins « n dispositifs ou plus » contre « moins de n dispositifs » organisationnels nouveaux en 1997. En particulier, nous pourrions distinguer le cas où l'entreprise utilise de tels dispositifs de celui où elle n'en n'utilise pas. En outre, il autorise une certaine prise en compte de l'existence de corrélations entre ces dispositifs⁴.

Passage aux 35 heures et bénéfiques des aides

L'échantillon résultant de la fusion du volet « entreprises » de C.O.I. avec le fichier de suivi des accords - conventions de R.T.T. construit au niveau des entreprises (version de mai 2003) compte 4519 ou 2655 unités, suivant que nous incluons ou non les entreprises non encore passées aux 35 heures⁵. Il regroupe des entreprises industrielles (y compris IAA) de 20 salariés et plus. Le volet « entreprises » de l'enquête C.O.I. interroge l'entreprise sur son usage de nouveaux outils de management en 1997 et sur les changements intervenus dans cet usage (adoption, extension d'usage) entre 1994 et 1997.

Pour pouvoir évaluer l'impact des réorganisations sur la date de passage des entreprises aux 35 heures et non l'inverse, nous avons exclu de l'échantillon final toutes les entreprises Robien dont les dates de signature de l'accord et de passage intervenaient avant le 1^{er} janvier 1998 et qui donc avaient changé de statut entre 1994 et 1997⁶.

Notre population d'entreprises se répartit donc en cinq catégories en fonction du type d'accord de R.T.T. signé (voir l'annexe 2 pour une description des différentes lois de R.T.T.) : sans R.T.T., ayant signé un accord Robien après le 1^{er} janvier 1998, ayant signé un accord Aubry I aidé, ayant signé un accord Aubry I non aidé (ou « Aubry II précurseurs » – ces

²Ceci n'apparaît pas nécessairement comme étant une limite de l'analyse dans la mesure où, imposer un seuil de participation de 50% implique de déclarer comme réorganisée toute firme utilisant deux dispositifs avec 51% de participation de ses salariés et comme non réorganisée une entreprise utilisant le même nombre de dispositifs organisationnels avec 49% de participation à l'une des deux pratiques (Osterman [1994]).

³Comme Janod et Saint-Martin [2003], nous considérons le même groupe de treize dispositifs (voir au début de cette section et l'annexe 1).

⁴Dans une version antérieure de cet article, nous avons aussi considéré le nombre exact de dispositifs organisationnels utilisés par l'entreprise (Gilles [2004]).

⁵Pour de plus amples détails sur les sources utilisées, ainsi que sur les variables construites, nous renvoyons le lecteur à l'annexe 1.

⁶Une telle opération n'apparaît pas gênante dans la mesure où les entreprises Robien ne constituent qu'une petite proportion de l'échantillon de base.

entreprises ayant anticipé la date de passage ont soit oublié de demander les aides, soit ont préféré ne pas recourir aux aides afin de ne pas être contraintes sur la création d'emploi, ou ne satisfaisaient pas les conditions requises) ou ayant signé un accord Aubry II.

Tableau 1 : Pourcentage d'entreprises utilisant un nombre donné de dispositifs organisationnels suivant le type d'accord signé.

Nombre de dispositifs / R.T.T.	Sans R.T.T.	Robien	Aubry I	Aubry I non aidés	Aubry II
Zéro dispositif	19,1(a)	6,1(b)	14,8(c)	6,0(d)	13,5(e)
Un dispositif	17,4	9,1	13,6	6,9	12,8
Deux dispositifs	13,8	3,0	15,5	10,2	12,1
Trois dispositifs	12,8	24,0	14,6	9,3	11,5
Quatre dispositifs	10,3	3,0	9,9	14,4	12,0
Cinq dispositifs	8,1	24,2	8,5	9,9	9,2
Six dispositifs	5,3	3,0	6,3	10,2	7,3
Sept dispositifs	5,0	6,1	4,6	10,2	5,7
Huit dispositifs	2,9	9,1	4,9	7,2	5,1
Neuf dispositifs	2,5	6,1	3,5	6,0	4,5
Dix dispositifs	1,6	3,0	2,7	4,8	3,2
Onze dispositifs	1,0	3,0	0,9	2,1	1,9
Douze dispositifs	0,2	0,0	0,7	2,7	0,8
Treize dispositifs	0,1	0,0	0,0	0,3	0,4
Moyenne (f)	3,07	4,72	3,54	5,13	3,97

Source : enquête C.O.I. (1997), volet « entreprises » (Sessi, Scees) apparié avec le fichier de suivi des accords – conventions de R.T.T. construit au niveau des entreprises (version de mai 2003).

Champ : entreprises industrielles de 20 salariés et plus.

Notes : échantillon : 4519 firmes (dont 2655 avec R.T.T.). (a,b,c,d,e) En pourcentage du nombre d'entreprises ayant signé un accord Robien (respectivement Aubry I, respectivement Aubry I non aidé, respectivement Aubry II) ou n'ayant pas encore adopté de R.T.T.. (f) Nombre moyen de dispositifs par type d'accord R.T.T..

Le tableau 1 croise le type d'accord de R.T.T. signé par l'entreprise et le nombre de dispositifs organisationnels nouveaux qu'elle utilise. Nous voyons que les entreprises n'ayant pas encore réduit leur durée du travail (i.e. entre l'adoption de la loi de Robien le 11 juin 1996 et le 30 mai 2003) utilisent en moyenne un plus petit nombre de dispositifs organisationnels : 3,07 contre 4,72 pour les entreprises Robien, 3,54 et 5,13 pour les Aubry I aidées ou non aidées – soit 4,33 pour l'ensemble des Aubry I – et 3,97 pour les Aubry II. Plus généralement, les entreprises ayant déjà organisé une R.T.T. sont plus nombreuses à utiliser un plus grand nombre de dispositifs (à partir de trois dispositifs et en considérant les Aubry I aidées ou non aidées comme un seul ensemble). Ces différences dans le nombre de dispositifs organisationnels utilisés en 1997 suivant le type de R.T.T. adopté ex-post sont significatives exception faite entre les entreprises Robien et Aubry I non aidées ou Aubry II (tableau 2)⁷.

⁷ Dans le cas Robien vs. Aubry II, la non significativité est liée au petit nombre d'entreprises Robien dans l'échantillon final (soit 1,2%).

Tableau 2 : **Différence dans le nombre de dispositifs organisationnels utilisés par les entreprises en 1997 suivant le type de R.T.T. adoptée.**

Comparaison	Sans R.T.T.	Robien	Aubry I	Aubry I non aidés	Aubry II
Sans R.T.T.	–	1,65 ^{***} (a) (0,50)	0,47 ^{***} (0,12)	2,06 ^{***} (0,18)	0,90 ^{***} (0,10)
Robien		–	-1,18 ^{**} (0,51)	0,41 (0,51)	-0,75 (0,51)
Aubry I			–	1,59 ^{***} (0,20)	0,43 ^{***} (0,13)
Aubry I non aidés				–	-1,16 ^{***} (0,19)
Aubry II					–

Source : enquête C.O.I. (1997), volet « entreprises » (Sessi, Scees) apparié avec le fichier de suivi des accords – conventions de R.T.T. construit au niveau des entreprises (version de mai 2003).

Champ : entreprises industrielles de 20 salariés et plus non passées aux 35H au 1^{er} janvier 1998.

Notes : échantillon : 4519 firmes (dont 2655 avec R.T.T.), écarts-type entre parenthèses.

Niveaux de significativité (test de Student) : (10%), (5%), (1%). (a) Lecture : les entreprises Robien utilisent, en moyenne, 1,65 dispositifs organisationnels de plus que celles qui ne sont pas encore passées aux 35 heures.

Tableau 3 : **Réduction du temps de travail et réorganisations dans les entreprises françaises**

Entreprises / R.T.T.	Sans R.T.T.	Robien	Aubry I	Aubry I non aidés	Aubry II
Réorganisées	37,3(a)	1,4(c)	26,7	14,5	61,3
Non réorganisées	50,5(b)	0,7(d)	31,6	6,3	57,4
Différence (e)	-13,2 ^{***} (1,6)	0,7 (0,4)	-4,9 ^{***} (2,0)	8,2 ^{***} (1,5)	-3,9 [*] (2,2)

Source : enquête C.O.I. (1997), volet « entreprises » (Sessi, Scees) apparié avec le fichier de suivi des accords – conventions de R.T.T. construit au niveau des entreprises (version de mai 2003).

Champ : entreprises industrielles de 20 salariés et plus non passées aux 35H au 1^{er} janvier 1998.

Notes : échantillon : 4519 firmes (dont 2655 avec R.T.T.). Une entreprise réorganisée utilise 2 dispositifs organisationnels nouveaux ou plus. Ecarts-type entre parenthèses.

Niveaux de significativité (test de Student) : (10%), (5%), (1%). (a,b) En pourcentage de l'ensemble des entreprises réorganisées (respectivement non réorganisées) provenant de C.O.I.. (c,d) En pourcentage des entreprises réorganisées (respectivement non réorganisées) issues de C.O.I. qui ont déjà adopté une R.T.T.. (e) Firmes réorganisées par rapport aux firmes non réorganisées.

Si nous prenons comme indicateur des réorganisations le fait d'utiliser au moins deux dispositifs organisationnels nouveaux en 1997, nous voyons que les entreprises réorganisées

sont plus nombreuses à avoir déjà mis en place une R.T.T. en 2003 (tableau 3). En outre, parmi les entreprises ayant déjà adopté une R.T.T., les entreprises réorganisées ont plus fréquemment signé un accord Robien, mais moins fréquemment signé un accord Aubry I aidé que les entreprises non réorganisées.

Tableau 4 : Date de passage des entreprises aux 35 heures selon leur réorganisation avant la baisse effective de la durée du travail.

Variable / Entreprise	Réorganisée	Non Réorganisée	Différence (a)
<i>Rappel</i>			
R.T.T. avant mai 2003	62,7(b)	49,5(c)	13,2 ^{***} (1,6)
<i>Date de passage effective (d)</i>			
Entre 0 et 3 ans	10,4(b)	9,1(c)	1,3 (1,4)
Entre 3 et 4 ans	51,7	46,6	5,1 ^{**} (2,2)
Plus de 4 ans	37,9	44,2	-6,3 ^{***} (2,2)
Délai moyen (f)	3,88	4,06	-0,18 ^{***} (0,03)
<i>Date de signature de l'accord (e)</i>			
Entre 0 et 3 ans	17,1(b)	21,1(c)	-4,0 ^{**} (1,8)
Entre 3 et 4 ans	50,6	45,1	5,5 ^{**} (2,2)
Plus de 4 ans	32,3	33,7	-1,4 (2,1)
Délai moyen (f)	3,71	3,74	-0,03 (0,04)
<i>Délai entre les deux dates (f)</i>	0,17	0,32	-0,15 ^{***} (0,03)

Source : enquête C.O.I. (1997), volet « entreprises » (Sessi, Scees) apparié avec le fichier de suivi des accords – conventions de R.T.T. construit au niveau des entreprises (version de mai 2003).

Champ : entreprises industrielles de 20 salariés et plus non passées aux 35H au 1^{er} janvier 1998

Notes : échantillon : 4519 entreprises (dont 2655 avec R.T.T.), écarts-type entre parenthèses. Niveaux de significativité (test de Student) : (10%), (5%), (1%).
(a) Firmes réorganisées par rapport aux autres. (b,c) Pourcentage de firmes réorganisées (respectivement non réorganisées). (d,e) Nombre d'années écoulées entre le jour du passage effectif aux 35 heures (respectivement de la date de signature de l'accord R.T.T.) et le jour d'adoption de la loi de Robien (11 juin 1996). (f) Nombre moyen d'années.

Néanmoins, elles ont relativement plus souvent anticipé la date baisse légale (1^{er} janvier 2000 pour les entreprises de 20 salariés ou plus, 1^{er} janvier 2002 pour les autres) sans pour autant avoir bénéficié des aides, si bien qu'elles sont moins fréquemment passées aux 35 heures sous le régime des aides structurelles Aubry II (57,4% contre 61,3%).

Cependant, l'information donnée par le type d'aides perçues n'est pas suffisante pour déterminer de la date de passage des entreprises aux 35 heures (présence des Aubry I non

aidées) ; surtout cette information est discrète dans le sens où elle ne s'intéresse pas à la date de passage exacte des entreprises et ne permet donc pas de distinguer les entreprises de manière très fine. Par conséquent, nous avons créé deux variables pour dater de manière précise la signature de l'accord et le passage effectif aux 35 heures. Ces deux variables mesurent le nombre de jours écoulés depuis le jour de l'adoption de la loi de Robien, converti ensuite en années. On en déduit le délai attendu par les firmes après la signature de l'accord pour appliquer la baisse de la durée du temps de travail dans leur organisation : ce délai peut être perçu comme un délai de réorganisation mais peut aussi correspondre à des délais administratifs. Le tableau 4 croise ces variables avec l'indicateur des réorganisations. On observe que les entreprises réorganisées sont passées plus tôt que les autres aux 35 heures, tant en proportion que selon la différence moyenne de dates de passage entre les deux groupes (plus de deux mois $(4,06 - 3,88) \times 12$).

Les différences en termes de date de signature de l'accord sont moins claires. En revanche, le délai entre les deux dates est plus faible chez les entreprises réorganisées. Ces caractéristiques entre les deux groupes subsistent, quelle que soit la césure considérée pour la définition des réorganisations (« un dispositif ou plus », « deux ou plus »,..., « neuf ou plus »)⁸.

Suivant la définition que nous avons retenue pour les réorganisations, il semble bien exister des différences entre les deux groupes d'entreprises, dans le sens où, quel que soit l'indicateur considéré, les entreprises réorganisées adoptent plus tôt que les autres une R.T.T.. Cependant, de nombreux facteurs affectent à la fois les réorganisations au sein des entreprises avant leur passage aux 35 heures et leur date de passage effective (ou le bénéfice des aides), facteurs qui peuvent donc aussi expliquer ces différences et générer un biais de sélection. L'adoption d'une R.T.T. pouvant aussi refléter un changement organisationnel, nous allons lister les déterminants potentiellement communs à la R.T.T. et aux réorganisations pré-R.T.T..

Déterminants des réorganisations avant l'adoption d'une R.T.T. et de la date de passage aux 35 heures

Déterminants potentiels des réorganisations avant l'adoption d'une R.T.T.

En nous appuyant sur les études d'Osterman [1994] et Gittleman et alii [1998] qui ont retenu la même définition que la nôtre, nous présentons, dans le tableau 5, les facteurs qui peuvent affecter l'adoption d'un plus grand nombre de dispositifs organisationnels.

Un premier groupe de variables concerne les éléments *jugés importants dans la stratégie* de l'entreprise. On distingue les stratégies « qualité » (nouveaux produits, différenciation, amélioration de la qualité) des stratégies de réduction des coûts. On peut penser qu'une entreprise ayant une stratégie « qualité » permettra à ses salariés de prendre plus de responsabilités (en encourageant par exemple la création d'équipes de travail autonomes, de groupes de résolution de problèmes ou de groupes de projets) et d'être plus impliqués dans la gestion de l'unité productive (réunions hebdomadaires ou mensuelles durant lesquelles le PDG et le DRH reçoivent leurs employés par exemple). Ceci implique souvent des conditions d'emploi plus généreuses (salaires plus élevés, primes individuelles sur les profits dégagés par l'entreprise,...), pour réduire le taux de turnover et ainsi éviter des pertes de ressources

⁸Ces statistiques sont disponibles sur demande.

Tableau 5 : Caractéristiques organisationnelles des entreprises ayant déjà adopté une R.T.T. avant mai 2003.

Caractéristiques / Entreprise	Réorganisée	Non Réorganisée	Différence (a)
<i>Nombre de salariés(1997)</i>	500	128	8,93 ^{***}
<i>Stratégie (b)</i>			
Nouveaux produits	82,2(c)	69,6(d)	6,41 ^{***}
Différenciation des produits	72,6	59,4	6,17 ^{***}
Amélioration de la qualité	97,1	91,3	5,10 ^{***}
Nouveaux procédés de production	82,4	69,0	6,76 ^{***}
Réduction des coûts	97,5	93,4	4,04 ^{***}
<i>Contraintes organisationnelles</i>			
Concurrence plus forte	79,7	72,1	3,86 ^{***}
Incertitude de marché	60,6	60,6	0,02
Contraintes client	79,4	73,4	2,91 ^{***}
Contraintes fournisseur	20,5	22,9	-1,32
Contraintes administratives	40,6	42,1	-0,67
Actionnariat	28,4	14,4	8,27 ^{***}
Autres (fusion,...)	24,5	14,2	6,17 ^{***}
<i>Fonctionnement des équipements</i>			
La nuit	61,5	36,9	11,36 ^{***}
Le samedi	63,4	41,5	9,98 ^{***}
Le dimanche	75,6	84,6	-5,97 ^{***}
<i>Production ajustée à la demande</i>			
- de manière aléatoire	95,6	90,7	4,05 ^{***}
- de manière attendue	83,6	73,3	5,40 ^{***}
	55,5	53,5	0,90

Source : enquête C.O.I. (1997), volet « entreprises » (Sessi, Scees) apparié avec le fichier de suivi des accords – conventions de R.T.T. construit au niveau des entreprises (version de mai 2003).

Champ : entreprises industrielles de 20 salariés et plus passées aux 35 H entre janvier 1998 et mai 2003.

Notes : échantillon : 2655 firmes (passées aux 35 heures) dont 1988 réorganisées, * ** *** niveaux de significativité (test de Student) : (10%), (5%), (1%). (a) Firmes réorganisées par rapport aux autres. (b) Éléments jugés assez à très importants dans la stratégie de l'entreprise. (c, d) Pourcentage de firmes réorganisées (respectivement non réorganisées). (e) Non disponible pour les industries agro-alimentaires.

Tableau 5 (suite) : **Caractéristiques organisationnelles des entreprises ayant déjà adopté une R.T.T. avant mai 2003.**

Caractéristiques / Entreprise	Réorganisée	Non Réorganisée	Différence (a)
<i>Moyens d'ajustement de la production</i>			
Heures supplémentaires	71,8	60,7	5,16***
Intérim	76,7	55,8	9,76***
Contrats à durée déterminée	70,2	62,1	3,81***
Travail à temps partiel	26,0	13,2	7,84***
Chômage partiel	15,4	15,9	-0,28
Annualisation	13,0	10,2	2,03**
Modulation	34,6	26,8	3,82***
Sous-traitance	52,5	37,8	3,18***
Stockage de la production	49,7	45,4	5,47***
<i>Secteurs</i>			
Industries agro-alimentaires	19,1	14,2	2,98***
Biens de consommation	14,2	31,6	-8,88***
Industrie automobile	4,4	2,2	2,89***
Biens d'équipement	19,0	12,6	4,20***
Biens intermédiaires	40,4	36,4	1,85*
Energie	1,7	1,9	-0,39
<i>Propriété (e)</i>			
Groupe français	36,9	25,2	4,19***
Groupe étranger	31,1	11,1	10,26***
Firme indépendante	32,0	63,7	-13,04***
<i>Salaires sectoriels (e)</i>			
Salaires élevés	14,7	7,2	4,78***
Salaires moyens	49,7	44,2	0,97***
Salaires faibles	35,6	48,7	-5,92***

Source : enquête C.O.I. (1997), volet « entreprises » (Sessi, Scees) apparié avec le fichier de suivi des accords – conventions de R.T.T. construit au niveau des entreprises (version de mai 2003).

Champ : entreprises industrielles de 20 salariés et plus passées aux 35 H entre janvier 1998 et mai 2003.

Notes : échantillon : 2655 firmes (passées aux 35 heures) dont 1988 réorganisées,

* écart-type entre parenthèses. Niveaux de significativité (test de Student) : (10%), ** (5%), *** (1%).

(a) Firmes réorganisées par rapport aux autres. (b) Eléments jugés assez à très importants dans la stratégie de l'entreprise. (c, d) Pourcentage de firmes réorganisées (respectivement non réorganisées). (e) Non disponible pour les industries agro-alimentaires.

humaines (départ de personnels formés en interne - cf. Jones et alii [2003]). Pour des entreprises dont la stratégie est davantage tournée vers la réduction des coûts, les réorganisations pourraient s'avérer plus difficiles que pour les autres. Le tableau 5 montre que la réduction des coûts est un objectif majeur tant pour les entreprises réorganisées que pour les autres (plus de 90% des cas). Il en va de même pour l'amélioration de la qualité des produits. Cependant, les firmes réorganisées sont plus nombreuses que les autres à considérer comme assez à très important pour leur stratégie la production de nouveaux produits (82,2% vs 69,6%) ou la recherche de nouveaux procédés de production (82,4% vs 69,0%)⁹.

Un deuxième groupe de variables a trait aux *contraintes de marchés*. A ce sujet, deux théories s'affrontent. Selon la première, la pression concurrentielle encouragerait les entreprises à adopter des dispositifs d'organisations plus flexibles et plus productifs. Selon la seconde, l'adoption de nouvelles pratiques organisationnelles en période d'instabilité croissante sur les marchés risquerait de constituer un investissement trop important pour l'entreprise à court terme. Et pourtant, les résultats des exploitations de C.O.I. font plutôt pencher la balance vers la première théorie : les entreprises réorganisées sont plus nombreuses à ajuster leur production aux fluctuations de la demande de produits et plus souvent de manière aléatoire (83,6% vs 73,3%), à faire face à une plus forte concurrence de marché (79,7% vs 72,1%) et plus souvent à des contraintes clients (79,4% vs 73,4%). Les entreprises réorganisées se différencient également par le fait qu'elles sollicitent relativement plus l'ensemble des moyens disponibles pour ajuster leur production à la demande : elles font notamment plus souvent appel à l'intérim, au travail à temps partiel et à la modulation.

Le troisième groupe de variables s'intéresse aux *contraintes temporelles* des entreprises. Les entreprises réorganisées tendent ainsi à faire fonctionner plus souvent que les autres leurs équipements la nuit (61,5% vs 36,9%) ou le samedi (63,4% vs 41,5%) et moins souvent le dimanche.

Le dernier groupe de variables rassemble des *caractéristiques individuelles* des entreprises ou des caractéristiques du secteur auquel elles appartiennent. Suivant la théorie, la taille aurait aussi 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 (cf. Osterman [1994]). Du tableau 5 se dégage un lien positif entre réorganisations et effectifs d'entreprises. De même, le fait qu'une entreprise fasse partie d'une organisation plus grosse (française ou étrangère) pourrait lui permettre d'accéder à une plus grande source d'information et à de plus grandes ressources financières pour mener des réorganisations : 68% des entreprises réorganisées font partie d'un groupe. La dernière variable renvoie aux pratiques sectorielles en matière de gestion des ressources humaines. Il s'agit des niveaux de salaire sectoriels moyens : environ 64% des firmes réorganisées appartiennent à des secteurs qui versent des salaires élevés ou moyens à leurs salariés contre 51% des autres, ce qui pourrait confirmer le fait que les entreprises réorganisées ont une stratégie tournée vers la qualité et la diversité des produits. Un effet taille pourrait aussi expliquer ces différences de salaires versés.

*Déterminants potentiels de la date de passage aux 35 heures*¹⁰

Parmi les déterminants des réorganisations des entreprises, plusieurs peuvent aussi influencer

⁹Notons néanmoins que ces indicateurs ne nous permettent d'appréhender que de manière partielle la stratégie de l'entreprise (éléments *jugés* assez à très importants dans la stratégie de l'entreprise).

¹⁰Cette sous-section s'appuie sur l'étude de Aucouturier et alii [1999].

la date de passage aux 35 heures, ainsi que le fait que les entreprises aient pu bénéficier d'aides incitatives ou non. 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).

Tout d'abord, une firme menant une concurrence sur les coûts pour réduire les prix des biens qu'elle produit relativement à ceux des entreprises concurrentes pourrait avoir des réticences à passer tôt aux 35 heures : en effet, la R.T.T. s'est souvent accompagnée d'une compensation salariale non nulle (intégrale dans certains cas) et d'une baisse du produit par tête, augmentant par la même occasion le coût unitaire du travail. Au contraire, la R.T.T. pourrait encourager les entreprises menant une concurrence sur la qualité des biens à introduire de nouveaux procédés de production, à mener une différenciation des produits, à accroître l'implication des hommes (plus de responsabilités) dans le processus de production ou à embaucher de nouvelles compétences. Ensuite, des entreprises opérant sur des marchés internationaux pourraient souffrir d'une plus forte concurrence, d'une plus grande incertitude de marché que les autres. En cela, elles seraient plus réticentes à s'engager sur la voie de la R.T.T..

Le caractère plus ou moins aléatoire de la demande de bien peut aussi intervenir. Une entreprise faisant face à une demande aléatoire doit d'ajuster sa production de manière peu prévisible et peut être à la recherche d'une plus grande flexibilité du temps. Etant donné que les lois Robien, Aubry I et Aubry II permettaient aux entreprises d'adopter des dispositifs de modulation des heures de travail, il pourrait être intéressant pour ces entreprises de passer aux 35 heures dans ces conditions.

L'existence préalable aux 35 heures de dispositifs de type « modulation des heures de travail » dans certaines unités productives pourraient favoriser celles-ci puisque le passage aux 35 heures leur permettraient d'approfondir ce type d'organisation en échange de la R.T.T. et de la compensation salariale accordée à ses salariés (cf. Bunel [2001]). D'autres moyens d'ajuster la production à la demande de produits pourraient pousser ou non les firmes à s'engager sur la voie de la R.T.T.. Les heures supplémentaires étant devenues plus coûteuses suite à la R.T.T. légale, la négociation d'accords de R.T.T. avec modulation des heures de travail pourraient éviter à l'entreprise de subir une trop forte hausse de ses coûts de production. En outre, la R.T.T. pourrait ne pas être avantageuse pour la firme si celle-ci emploie des salariés à temps partiel, le temps partiel permettant à l'entreprise d'utiliser des heures complémentaires sans coût additionnel.

Quatrièmement, les firmes pourraient être plus réticentes à passer aux 35 heures et à flexibiliser davantage leur organisation si elles sont déjà excessivement contraintes sur leurs capacités de production (exemple d'entreprises fonctionnant déjà en continu, i.e. y compris le samedi, le dimanche et la nuit).

Finalement, des caractéristiques plus individuelles de l'entreprise, telle que sa taille, peuvent influencer le choix de la date de passage de la firme aux 35 heures, mais aussi ses engagements en termes de créations ou de maintiens d'emplois, 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).

Tableau 6 : Modélisation de la probabilité pour une firme d'être réorganisée.

Variables explicatives / Spécification	Modèle 1 (a)	Modèle 2 (b)
<i>Constante</i>	-2,94 ^{***}	-3,27 ^{***}
<i>Secteurs</i>		
Industries agro-alimentaires	0,22	–
Biens de consommation	-0,71 ^{***}	-0,80 ^{***}
Industrie automobile	0,34	–
Biens d'équipement	0,47 ^{***}	0,38 ^{***}
Biens intermédiaires	référence	référence
Energie	0,08	–
<i>Logarithme du nombre de salariés (1997)</i>	0,51 ^{***}	0,53 ^{***}
<i>Stratégie (éléments assez à très importants)</i>		
Nouveaux produits	0,30 ^{**}	0,36 ^{***}
Différenciation des produits	0,15	–
Amélioration de la qualité	0,52 ^{**}	0,52 ^{***}
Nouveaux procédés de production	0,32 ^{***}	0,32 ^{***}
Réduction des coûts	-0,09	–
<i>Contraintes organisationnelles</i>		
Concurrence plus forte	0,13	–
Incertitude de marché	0,02	–
Contraintes client	0,21 [*]	0,23 ^{**}
Contraintes fournisseur	-0,09	–
Contraintes administratives	-0,09	–
Actionnariat	0,26 [*]	0,33 ^{**}
Autre (fusion,...)	0,17	–
<i>Fonctionnement des équipements</i>		
La nuit	0,18	0,23 ^{**}
Le samedi	0,11	–
Le dimanche	-0,14	–

Source : enquête C.O.I. (1997), volet « entreprises » (Sessi, Scees) apparié avec le fichier de suivi des accords – conventions de R.T.T. construit au niveau des entreprises (version de mai 2003).

Champ : entreprises industrielles de 20 salariés et plus passées aux 35 H entre janvier 1998 et mai 2003.

Notes : modèle logique dichotomique estimé par la méthode du maximum de vraisemblance, échantillon : 2655 firmes, dont 1988 réorganisées (une entreprise réorganisée utilise 2 dispositifs organisationnels nouveaux ou plus), niveaux de

significativité : * (10%), ** (5%), *** (1%). (a,b) Modèle 1 (respectivement Modèle 2) : tous les attributs sont présents (respectivement seulement les attributs significatifs à 10%) sont présents dans l'équation. Association de la probabilité prédite pour la réorganisation à la vraie réponse : pourcentage de résultats concordants : 77,4% ; pourcentage de résultats discordants : 22,3%.

Tableau 6 (suite) : **Modélisation de la probabilité pour une firme d'être réorganisée.**

Variabiles explicatives / Spécification	Modèle 1 (a)	Modèle 2 (b)
<i>Production ajustée à la demande</i>	-0,47*	–
- de manière aléatoire	0,36**	0,25**
- de manière attendue	0,01	–
<i>Moyens d'ajustement de la production</i>		
Heures supplémentaires	0,02	–
Intérim	0,43***	0,39***
Contrats à durée déterminée	-0,08	–
Travail à temps partiel	0,53***	0,54***
Chômage partiel	-0,28*	-0,32**
Annualisation	-0,16	–
Modulation	0,23*	–
Sous-traitance	0,10	–
Stockage de la production	0,29***	0,24**

Source : enquête C.O.I. (1997), volet « entreprises » (Sessi, Scees) apparié avec le fichier de suivi des accords – conventions de R.T.T. construit au niveau des entreprises (version de mai 2003).

Champ : entreprises industrielles de 20 salariés et plus passées aux 35 H entre janvier 1998 et mai 2003.

Notes : modèle logique dichotomique estimé par la méthode du maximum de vraisemblance, échantillon : 2655 firmes, dont 1988 réorganisées (une entreprise réorganisée utilise 2 dispositifs organisationnels nouveaux ou plus), niveaux de

significativité : * (10%), ** (5%), *** (1%). (a,b) Modèle 1 (respectivement Modèle 2) : tous les attributs (respectivement seulement les attributs significatifs à 10%) sont présents dans l'équation. Association de la probabilité prédite pour la réorganisation à la vraie réponse : pourcentage de résultats concordants : 77,4% ; pourcentage de résultats discordants : 22,3%.

D'autres déterminants potentiels à la fois des réorganisations avant le passage aux 35 heures et de la date de passage aux 35 heures ne sont pas considérés ici, faute d'information¹¹.

Une fois passés en revue les facteurs pouvant affecter les réorganisations avant la R.T.T. et la date de passage des entreprises aux 35 heures, on désire savoir dans quelle mesure ces facteurs nous aident à expliquer les différences dans la date de passage et la fréquence de perception des aides. Pour cela, nous appliquons les méthodes d'appariement sélectif (dont le cadre théorique est présenté dans l'annexe 3), plus souples que les régressions paramétriques dans la mesure où elles n'imposent pas de forme fonctionnelle précise entre la variable d'intérêt et les variables de contrôle et qu'elles permettent de tenir compte du problème de support commun (i.e. de comparer des entreprises ayant des caractéristiques proches).

¹¹C'est en particulier le cas de la présence syndicale (Osterman [1994], Askenazy [2004]).

Résultats

Modèles logistiques

Nous avons estimé deux modèles logistiques dichotomiques, l'un incluant l'ensemble des déterminants pressentis, l'autre restreignant cette liste aux déterminants significatifs à 10% (tableau 6) pour modéliser la probabilité pour une firme d'être réorganisée¹². Les résultats confirment nos statistiques descriptives, à savoir qu'une entreprise réorganisée i) provient plus fréquemment du secteur des biens d'équipement ; ii) a plus souvent une stratégie tournée vers l'amélioration de la qualité des produits, la fabrication de nouveaux produits ou recherche de nouveaux procédés de production ; iii) ajuste plus fréquemment sa production à la demande de manière aléatoire et pour cela recourt plus particulièrement à l'intérim et au temps partiel ; iv) fonctionne plus fréquemment la nuit¹³¹⁴.

Estimateurs par appariement

Si nous nous attachons aux tests de Student sur les différences moyennes entre les échantillons de firmes réorganisées et de non réorganisées (tableau 4, troisième colonne), nous observons tout d'abord que les entreprises non réorganisées sont passées plus tard que les autres aux 35 heures, en termes de date de passage (la différence moyenne, de deux mois, est significative) et d'écart dans les proportions d'entreprises n'étant pas encore passées aux 35 heures en mai 2003 (13%). Les différences sur la date de signature de l'accord, sont, en revanche, non significatives. Cependant, les entreprises non réorganisées attendent en moyenne plus d'un mois et demi de plus après la signature de l'accord pour effectivement baisser la durée du travail. Enfin, les entreprises réorganisées sont plus fréquemment passées aux 35 heures en tant qu'Aubry I non aidées et Robien, et moins souvent en tant qu'Aubry I aidées ou Aubry II.

Nous avons également calculé un effet causal en utilisant un estimateur à noyau (Nadaraya Watson) pour la construction des contrefactuels¹⁵ et un appariement sur le rapport des chances estimé. Cet appariement nous permet de contrôler du biais de sélection organisationnel et de tenir compte du fait que l'échantillon des entreprises de C.O.I. passées aux 35 heures sur représente les entreprises réorganisées par rapport à l'ensemble des entreprises de C.O.I. (cf. l'annexe 3). Aucun des effets précédemment soulignés n'est alors significativement différent

¹²Les résultats correspondant à l'estimation du score de propension sur l'ensemble des entreprises non passées aux 35 heures au 1^{er} janvier 1998 sont proches de ceux répertoriés dans le tableau 6 pour les entreprises déjà aux 35 heures. Ils sont disponibles sur demande.

¹³Les résultats – similaires – ayant trait à l'estimation du modèle sur l'échantillon entier de C.O.I. est disponible sur demande auprès de l'auteur.

¹⁴Les densités de probabilité du score de propension – estimées sous la procédure KDE de SAS en utilisant une règle du pouce de Silverman – pour les entreprises réorganisées et non réorganisées se recouvrent bien sauf pour les valeurs extrêmes que nous avons ainsi exclues pour la suite de l'analyse. Les représentations graphiques associées ne sont pas présentées ici mais sont disponibles sur demande.

¹⁵Tous les calculs ont été menés sur le logiciel SAS, en utilisant les procédures IML (estimateurs par appariement) et LOGISTIC (estimation du score de propension). Lors du calcul de la variance de l'estimateur causal par bootstrap, nous avons à chaque étape i) re-estimé le score de propension (modèle logistique), ii) conservé la spécification complète, iii) déterminé une valeur pour le paramètre de lissage suivant la minimisation d'un critère de cross-validation (Frölich [2000]).

Tableau 7 : Effet moyen du traitement, selon différentes définitions, sur la date de passage de l'entreprise aux 35 heures.

Variable / Définition	1 ou plus	2 ou plus	3 ou plus	4 ou plus	5 ou plus
<i>Effet Moyen du Traitement</i>					
Déjà une R.T.T. (a)	-5,1 (3,2)	-1,0 (1,6)	-1,0 (1,5)	-1,0 (1,4)	-1,1 (1,3)
Date (b)					
Signature de l'accord	-0,054 (0,049)	-0,067 (0,045)	-0,035 (0,040)	-0,008 (0,037)	-0,039 (0,037)
Passage effectif	-0,128* (0,070)	-0,119** (0,058)	-0,042 (0,038)	-0,046 (0,032)	-0,060* (0,035)
Délai	-0,056 (0,045)	-0,030 (0,030)	-0,007 (0,024)	-0,020 (0,020)	-0,014 (0,023)
Aides incitatives (a)					
Robien	-1,7 (3,0)	-0,8 (2,2)	-2,7 (2,1)	-5,1*** (2,0)	-3,0 (2,0)
Aubry I	0,7 (0,5)	0,5 (0,4)	0,7 (0,5)	-0,1 (0,5)	0,4 (0,5)
Aubry non aidés (a)	-2,4 (3,0)	-1,0 (2,1)	-3,5* (2,0)	-4,9*** (1,6)	-3,1 (2,1)
Aubry II (a)	0,9 (1,5)	2,6 (2,2)	2,1 (1,4)	3,7** (1,6)	2,0 (1,4)
<i>Effet Moyen du Traitement sur les Traités</i>					
Déjà une R.T.T. (a)	-5,6 (3,7)	-2,6 (1,7)	-0,9 (1,6)	0,2 (1,5)	-0,7 (1,7)
Date (b)					
Signature de l'accord	-0,069 (0,050)	-0,094 (0,073)	-0,033 (0,043)	-0,014 (0,040)	-0,044 (0,034)
Passage effectif	-0,135** (0,075)	-0,094 (0,069)	-0,044 (0,039)	-0,028 (0,037)	-0,057* (0,032)
Délai	-0,050 (0,046)	-0,026 (0,030)	-0,011 (0,021)	-0,014 (0,017)	-0,005 (0,016)
Aides incitatives (a)					
Robien	-1,9 (2,9)	-1,8 (2,2)	-3,2 (2,3)	-4,6*** (1,9)	-2,1 (1,7)
Aubry I	0,8 (0,5)	0,6 (0,5)	0,9 (0,6)	0,4 (0,6)	0,2 (0,5)
Aubry non aidés (a)	-2,8 (2,9)	-1,9 (2,1)	-4,1* (2,1)	-4,2** (1,8)	-2,4 (1,7)
Aubry II (a)	0,8 (1,6)	2,4 (1,6)	2,5 (1,9)	3,5 (2,0)	0,6 (1,4)
Aubry II (a)	-2,4 (3,0)	-0,7 (3,2)	-0,6 (2,5)	1,1 (2,2)	0,3 (2,0)

Source : enquête C.O.I. (1997), volet « entreprises » (Sessi, Scees) apparié avec le fichier de suivi des accords – conventions de R.T.T. construit au niveau des entreprises (version de mai 2003).

Champ : entreprises industrielles de 20 salariés et plus non passées aux 35H au 1^{er} janvier 1998.

Notes : échantillon : 4519 firmes (dont 2655 avec R.T.T.). Les définitions du traitement varient en fonction du nombre de dispositifs organisationnels nouveaux utilisés par l'entreprise en 1997 ; écarts-type entre parenthèses obtenus par bootstrap (200 répliques). Niveaux de significativité : * (10%), ** (5%), *** (1%). (a,b) Différence en pourcentages (respectivement en années).

de 0, exception faite de la date de passage et pas pour les réorganisées (tableau 7, deuxième colonne). Cependant, nos résultats peuvent être liés à la césure pratiquée pour définir les réorganisations (i.e. utilisation de 2 dispositifs ou plus). Nous avons par conséquent modifié cette définition en faisant varier le nombre de dispositifs organisationnels nouveaux générant la césure entre entreprises réorganisées et non réorganisées. Les estimateurs naïfs – non détaillés ici – présentent les mêmes caractéristiques (signes ; significativité) que dans le cas « 2 dispositifs ou plus »¹⁶. Par ailleurs, le sous échantillon des entreprises utilisant un plus grand nombre de dispositifs est systématiquement surreprésenté d'environ 5 points de pourcentage dans l'échantillon des entreprises de C.O.I. déjà passé aux 35 heures par rapport à l'ensemble des entreprises de C.O.I.¹⁷.

De l'estimation de l'effet causal en appariant sur le rapport des chances, il ne ressort aucun effet significatif d'ensemble des réorganisations sur la date de passage aux 35 heures ou de bénéfice des aides. L'utilisation de l'estimateur par appariement a contribué à gommer ces différences, à quelques exceptions (au cas par cas et qui tiennent plus à la définition retenue¹⁸ - mais cela peut être dû à de la sélection sur inobservables dont on ne tient pas compte ici ou à des facteurs observables que nous n'aurions pas bien contrôlés¹⁹).

Ce résultat d'ensemble est en partie à relier au degré de réussite avec lequel nous avons corrigé, grâce à l'appariement, des différences de caractéristiques organisationnelles observées avant le passage aux 35 heures et recensées dans la sous-section sur les déterminants potentiels des réorganisations.

¹⁶Comme dans le cas « 2 dispositifs ou plus » les densités de probabilité se recouvrent bien sauf pour les valeurs extrêmes des scores de propension estimés.

¹⁷87,2% de réorganisées dans la partie des entreprises de C.O.I. déjà passées à 35 heures, contre 84,6% de l'ensemble de l'échantillon C.O.I. (cas « 1 dispositif ou plus ») ; de même : 74,9 contre 70,2% (cas « 2 dispositifs ou plus »), 62,2 contre 57,0% (cas « 3 dispositifs ou plus »), 50,1 contre 44,6% (cas « 4 dispositifs ou plus ») et 38,6 contre 33,6% (cas « 5 dispositifs ou plus »).

¹⁸ Par exemple, les entreprises utilisant « 3 dispositifs ou plus » sont moins nombreuses que les autres (entre 4,2 et 4,9% moins – colonne 3) à obtenir les aides Aubry I. De même, les entreprises utilisant « 4 dispositifs ou plus » obtiennent moins souvent les aides incitatives, de type Aubry I en particulier.

¹⁹Comme par exemple du niveau de salaire moyen de l'entreprise. Néanmoins, si le niveau moyen des salaires peut constituer un déterminant des « réorganisations », il peut aussi être déterminé par celles-ci ou les accompagner. De plus, dans le volet entreprise, une variable sectorielle indiquant trois niveaux de salaire (salaire faible, salaire moyen ou élevé) n'est disponible que pour les industries hors industries agricoles et alimentaires (voir le tableau 5). Par conséquent, nous avons ré-estimé le score de propension en incluant cette variable ainsi que les effets moyens, sur un échantillon plus petit de 750 à 500 unités suivant que nous tenons compte ou non des entreprises non encore passées aux 35 heures. Les résultats en termes d'effet moyen ne sont pas modifiés qualitativement.

Tableau 8 : **Biais lié aux différences restant dans les variables de contrôle entre entreprises réorganisées et non réorganisées après appariement et variation par rapport à la situation sans appariement. Valeurs prises par la médiane des valeurs absolues des biais standardisés (MASB) et la moyenne des carrés des biais standardisés (MSSB).**

Indicateur / Définition	1 ou plus	2 ou plus	3 ou plus	4 ou plus	5 ou plus
	<i>Effet Moyen du Traitement</i>				
Tout C.O.I. :					
MASB (a)	2,3	2,1	1,7	1,3	2,4
Variation (c)	-91,9	-92,2	-93,1	-94,4	-90,0
MSSB (b)	11,7	6,8	5,4	4,2	12,2
Variation (c)	-99,0	-99,3	-99,4	-99,6	-98,9
R.T.T. uniquement :					
MASB (a)	5,1	2,7	1,8	2,9	2,3
Variation (c)	-77,7	-86,3	-90,2	-85,3	-88,6
MSSB (b)	49,8	21,4	6,9	18,8	9,4
Variation (c)	-94,9	-97,3	-99,1	-97,9	-98,9
<i>Effet Moyen du Traitement sur les Traités</i>					
Tout C.O.I. :					
MASB (a)	2,1	2,4	2,3	2,7	1,8
Variation (c)	-92,5	-91,0	-90,8	-88,1	-92,4
MSSB (b)	16,4	9,2	14,8	21,5	15,2
Variation (c)	-98,6	-99,0	-98,5	-97,9	-98,5
R.T.T. uniquement :					
MASB (a)	4,6	2,4	3,2	2,7	2,7
Variation (c)	-79,6	-88,1	-83,0	-86,1	-86,4
MSSB (b)	57,6	28,1	20,8	33,8	29,3
Variation (c)	-94,1	-96,5	-97,5	-96,2	-96,7

Source : enquête C.O.I. (1997), volet « entreprises » (Sessi, Scees) apparié avec le fichier de suivi des accords – conventions de R.T.T. construit au niveau des entreprises (version de mai 2003).

Champ : entreprises industrielles de 20 salariés et plus non passées aux 35H au 1^{er} janvier 1998.

Notes : échantillon : 4519 firmes (dont 2655 avec R.T.T.), MASB et MSSB ont été calculées sur la base de l'ensemble des variables incluses dans la spécification du score de propension du Modèle 1 (tableau 6). (a,b) Valeurs de la MASB (respectivement de la MSSB) calculée après appariement. (c) En pourcentage de la MASB (respectivement de la MSSB) calculée avant appariement.

Un moyen d'évaluer l'ampleur de cette correction est de calculer, avant et après appariement, deux indicateurs évaluant la distance séparant les distributions marginales des variables affectant potentiellement le passage aux 35 heures et les réorganisations avant l'adoption de la R.T.T. – la médiane des valeurs absolues des biais standardisés (MASB) et la moyenne des carrés des biais standardisés (MSSB)²⁰. La variation de ces deux indicateurs (tableau 8) montre que nous avons réduit de 85% environ les différences de caractéristiques organisationnelles initiales recensées en 3.1, ce pourcentage dépendant de la définition des réorganisations, de l'estimateur (effet moyen global ou sur les réorganisées) et de l'échantillon considérés²¹.

5. Conclusion

Sur la base de la constatation d'un passage échelonné des entreprises aux 35 heures, le but de cette étude était d'essayer d'établir une causalité des réorganisations au sein des entreprises avant la R.T.T. sur la date de passage effective et le bénéfice des aides incitatives. Nous avons alors essayé de nous amender du biais de sélection organisationnel affectant le passage aux 35 heures. En nous appuyant sur les travaux passés de Osterman [1994], Gittleman et alii [1998] et plus récemment de Janod et Saint-Martin [2003], nous considérons comme réorganisée toute entreprise utilisant en 1997 « au moins n dispositifs » organisationnels (parmi ceux incluant le juste à temps, les dispositifs de qualité ou d'implication des hommes). Après avoir apparié le fichier de suivi des accords-conventions de R.T.T. (2003) avec le volet « entreprises » de l'enquête C.O.I. 1997, nous présentons quelques statistiques descriptives sur les entreprises réorganisées en matière de date de passage aux 35 heures : il s'avère que ces entreprises i) passent plus tôt aux 35 heures quel que soit l'indicateur considéré (exception faite de la date de signature de l'accord), ii) bénéficient plus souvent des aides incitatives Robien, mais moins souvent des aides Aubry I, sans pour autant avoir signé plus souvent des accords Aubry II. Néanmoins, en assimilant le passage aux 35 heures à un changement organisationnel (cf. la possibilité pour la firme de négocier l'échange de la R.T.T. avec des réorganisations de type modulation-annualisation), de nombreuses variables sont susceptibles d'affecter à la fois les réorganisations des entreprises en 1997 et leur date de passage aux 35 heures. Pour tenir compte de ce biais de sélection, nous appliquons les méthodes d'appariement sélectif. Après avoir modélisé la probabilité pour une entreprise d'être réorganisée à l'aide de variables concernant les contraintes organisationnelles, les éléments de stratégie ou autres caractéristiques de l'entreprise (taille, secteur,...), nous déterminons des

²⁰Suivant Rosenbaum et Rubin [1985], et plus récemment Lechner [2000], le biais standardisé pour une variable *avant l'appariement* est la différence de moyennes entre entreprises réorganisées et non réorganisées divisée par la racine carrée de la moyenne des variances dans les deux échantillons. Le biais standardisé *après l'appariement* pour une variable et dans le cas de l'effet des réorganisations sur les réorganisées est la différence entre la moyenne sur les entreprises réorganisées (sur le support commun) et la moyenne sur les contrefactuels construits divisée par le même écart-type moyen calculé dans la situation avant appariement (de manière à autoriser une comparaison des biais avant et après appariement). La médiane du biais absolu standardisé (MASB) et la moyenne des carrés des biais standardisés (MSSB) sont évaluées sur l'ensemble des variables présentes dans la spécification du score de propension (Modèle 1, tableau 6).

²¹ La correction est plus importante si l'échantillon considéré regroupe l'ensemble des entreprises de C.O.I., déjà passées aux 35 heures ou non.

effets moyens des réorganisations sur les réorganisées ou sur l'ensemble de l'échantillon en appariant sur le score de propension estimé ou sur le rapport des chances. Dans la plupart des cas, tenir compte de ces différences organisationnelles nous permet de contrôler de l'essentiel des différences existant entre les entreprises réorganisées en 1997 et les autres quant à la date de passage ou au bénéfice (ou non) des allègements de cotisation liés à la réduction du temps de travail telle qu'elle a été organisée au travers des lois Robien, Aubry I et II. Finalement, les entreprises qui sont passées plus tôt aux 35 heures se distinguent bien des autres par le fait d'être confrontées à un ensemble de contraintes organisationnelles particulières.

Cependant, certaines limites à ce travail sont à souligner. D'un point de vue empirique, des efforts sont à faire dans une meilleure appréhension du biais de sélection, en particulier celui lié aux inobservables²². D'un point de vue théorique, l'approche des réorganisations considérée ici conduit à la considérer globalement plutôt qu'à les différencier en fonction de leur orientation. Dans ce cadre, une étude qui permettrait d'affiner la description de la stratégie de l'entreprise et de mieux la cerner via l'utilisation des volets « employeurs » et « salariés » de C.O.I. constituerait une piste intéressante²³.

Références bibliographiques

- AFSA C. et BISCOURP P. [2004], « L'évolution des rythmes de travail entre 1995 et 2001 : quel impact de l'AR.T.T.? », *Economie et Statistique*, 376-377, p. 173-198.
- ASKENAZY P. [2000], « 35 heures : contrainte et laissez-faire », document de travail du CEPREMAP, 0002.
- ASKENAZY P. [2004], « Dynamique de l'innovation organisationnelle lors de la réduction du temps de travail : évidences sur la France des années 90 », *Economie et Prévision*, 158, p. 27-46.
- ASKENAZY P., BLOCH-LONDON C. et ROGER M. [2004], « La réduction du temps de travail 1997-2003 : dynamique de construction des lois « Aubry » et premières évaluations », *Economie et Statistique*, 376-377, p. 153-171.
- AUCOUTURIER A.-L., COUTROT T. et DEBAUCHE E. [1999], « Les stratégies des entreprises face à la réduction du temps de travail », *document d'études de la DARES*, 30.
- BUNEL M. [2001], « The working time reduction impacts on firm reorganization », *document de travail du GATE*, 01-19.
- BUNEL M. [2002], « Enquête PASSAGES : Projets, Attitudes, Stratégies et Accords liés à la généralisation des 35 heures », *document d'études de la DARES*, 57.
- CAHUC P. et GRANIER P. [1997], « La réduction du temps de travail : une solution pour

²²Il peut en effet subsister un biais organisationnel lié à la non prise en compte de l'hétérogénéité inobservée. Appliquer une stratégie à la Heckman [1976] (modèle de sélection sur inobservables) reste peu évidente dans la mesure où elle suppose que l'on dispose de variables expliquant l'organisation initiale mais pas le passage aux 35 heures. En revanche, une possibilité – abordée ultérieurement – consiste en l'estimation paramétrique (moindres carrés ordinaires ou modèle logistique) de l'effet des réorganisations, puis en la discussion de l'existence de corrélation entre le résidu de ces régressions et les variables d'intérêt.

²³Dans une étude plus récente, nous nous focalisons sur la stratégie des entreprises selon que ces dernières ont suivi en 1997 une stratégie de concurrence tournée vers la qualité des produits plutôt que vers la réduction des coûts, sur la base des regroupements de dispositifs organisationnels suggérés par Jones et alii [2003] (Gilles [2005]). En outre, une piste complémentaire consisterait plus simplement à étudier l'impact de la présence d'un type de dispositifs (« juste à temps », « qualité » ou « implication des hommes ») sur la date de passage de l'entreprise aux 35 heures.

l'emploi ? », *Economica*.

ECONOMIE ET STATISTIQUE [2004], *La réduction du temps de travail*, numéro spécial, 376-377.

FROLICH M. [2000], « Treatment evaluation : matching versus local polynomial regression », Université de Saint Gallen, *Discussion Paper*, 2000.17.

GILLES F. [2004], « An attempt to evaluate the impact of reorganization on the way working time reduction has been implemented by french firms since 1996 », *document de travail du centre d'Etude des Politiques Economiques de l'université d'Evry (EPEE)*, n° 04-19.

GILLES F. [2005], « Following the high road or not : what does it imply as to working time reduction implementation? », *document de travail du centre d'Etude des Politiques Economiques de l'université d'Evry (EPEE)*, n° 05-23.

GITTLEMAN M., HORRIGAN M. et JOYCE M. [1998], « « Flexible » workplace practices : evidence from a nationally representative survey », *Industrial and Labour Relations Review*, 52 (1), p. 99-115.

GREENAN N. et HAMON-CHOLET S. [2001], « C.O.I., un dispositif d'enquêtes couplées employeurs / employés sur les changements organisationnels et l'informatisation », *miméo du Centre d'Etudes de l'Emploi* en deux tomes.

GREENAN N. et MAIRESSE J. [1999], « Trying to measure organizational change. A first look at a matched employer-employee survey for French manufacturing », *document de travail NBER*, 7285.

GREENAN N. et MAIRESSE J. [2006], « Mesurer les changements organisationnels et l'informatisation : une exploration à partir de données couplées employeurs / salariés », *Revue économique, ce numéro*.

HALL R. [1987], « L'excellence industrielle : juste à temps, qualité totale, implication totale des hommes », *InterEditions*, traduit de l'américain par BRUN-JADOT S..

HECKMAN J. J. [1976], « 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.

HECKMAN J. J., ICHIMURA H. et TODD P. E. [1998], « Matching as an econometric estimator », *Review of Economic Studies*, 65, p. 261-294.

HECKMAN J. J. et TODD P. E. [1999], « Adapting propensity score matching and selection models to choice based samples », *manuscrit non publié, Université de Chicago*.

JANOD V. et SAINT-MARTIN A. [2003], « La réorganisation du travail et son impact sur les performances des entreprises industrielles : une analyse sur données françaises 1995-1999 », *Revue Economique*, 54 (3).

JONES D. C., KATO T. et WEINBERG A., [2002], « 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 APPELBAUM E., BERNHARDT A. et MURNANE R. J. [2003], éditions Russell Sage Foundation, ch. 13.

LAFFARGUE J.-P. et SAINT-MARTIN A. [2000], « Réduction de la durée du travail, salaires et emploi, une analyse avec le modèle d'équilibre général calculable Charlotte », *miméo du CEPREMAP*, 2000.

LECHNER M. [2000], « Programme heterogeneity and propensity score matching : an application to the evaluation of active labour market policies », Université de Saint Gallen, *Discussion Paper*, 2000.01.

OSTERMAN P. [1994], « How common is workplace transformation and who adopts it? », *Industrial and Labour Relations Review*, 47 (2), p. 179-196.

PHAM H. [2001], « 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 », *miméo de la DARES*, Ministère de l'Emploi et de la Solidarité.

ROSENBAUM P. et RUBIN D. [1983], « The central role of the propensity score in observational studies for causal effects », *Biometrika*, 70 (1), p. 41-55.

ROSENBAUM P. et RUBIN D. [1985], « Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score », *The American Statistician*, 39, p. 33-38.

RUBIN D. [1974], « Estimating causal effects of treatments in randomized and non randomized studies », *Journal of Educational Psychology*, 66, p. 688-701.

Annexe 1 : Données utilisées

Notre étude repose sur la fusion de deux sources de données d'entreprises : i) le volet « entreprises » de l'enquête sur les changements organisationnels et l'informatisation (C.O.I. 1997, Sessi, Scees) ; 1997) et ii) le fichier de suivi des accords – conventions de Réduction du Temps de Travail (R.T.T. – DARES, mai 2003).

L'enquête sur les changements organisationnels et l'informatisation

Cette enquête inclut des variables renseignant les contraintes organisationnelles, les pratiques organisationnelles et la stratégie des unités productives au niveau de l'entreprise en 1997, de même que l'évolution de certaines de ces variables entre 1994 et 1997.

Pour notre étude, porte sur les entreprises industrielles et agroalimentaires, dont les questionnaires sont quasiment identiques. Initialement, ces deux ensembles contiennent des informations sur respectivement 4675 et 970 entreprises. Ces fichiers donnent des informations sur l'utilisation ou non par les entreprises de 11 types de dispositifs organisationnels nouveaux en 1997, au travers des questions Q4 (normes ISO 9001, ISO9002 et certification EAQF ; autre type de certification ou qualité totale ; analyse de la valeur, analyse fonctionnelle ou AMDEC (Analyse des méthodes de défaillance, de leurs effets et de leur criticité) ; méthodes 5S ; organisation en centre de profit et formalisation des contrats clients / fournisseurs ; livraison et production en juste à temps)) et Q5 (groupes de travail autonomes ; groupes de résolution de problèmes ; groupes de projet). Pour la question Q5, nous avons construit trois variables dichotomiques prenant la valeur 1 pour indiquer si 10% des salariés à la production ou plus sont impliqués et la valeur 0 si non. De plus, à partir de la question Q7, nous avons construit une variable prenant la valeur 1 lorsque le nombre de niveaux hiérarchiques diminue entre 1994 et 1997 et, à partir de la question Q6, une variable prenant la valeur 1 si le nombre de tâches effectuées par un salarié à la production s'est accru entre 1994 et 1997 et 0 sinon.

En ce qui concerne les variables utilisées pour caractériser les réorganisations, nous avons utilisé les réponses aux questions : i) Q1 sur l'importance de divers facteurs dans la stratégie de l'entreprise, question à partir de laquelle nous avons construit cinq indicatrices prenant la valeur 1 si l'entreprise déclare comme « assez à très important » un facteur donné ; ii) Q2 sur les contraintes organisationnelles ayant pesé sur les choix de l'entreprise entre 1994 et 1997 ; iii) Q12 sur la durée d'utilisation des équipements (indicatrices prenant la valeur un si l'entreprise fait fonctionner ses équipements au moins de manière ponctuelle en 1997, la nuit, le samedi ou le dimanche) ; les questions Q13 et Q14 sur l'ajustement ou non de la production de l'entreprise aux fluctuations de la demande et les modalités de cet ajustement.

Nous avons exclu de notre échantillon toutes les entreprises pour lesquelles une réponse au moins manquait à l'une des questions qui nous intéressaient. In fine, l'échantillon avant appariement contient 5104 entreprises.

Le fichier de suivi des accords–conventions de réduction du temps de travail²⁴

Ce fichier administratif recense l'ensemble des établissements ayant signé un accord de R.T.T., que ce soit dans le cadre des lois de Robien (11 juin 1996), Aubry I (13 juin 1998) ou Aubry II (19 janvier 2000). Il contient des données sur la nature des accords collectifs de R.T.T. : i) la date de passage effective, la date de signature de l'accord entre partenaires sociaux, le type d'accord négocié (i.e. si l'entreprise ou l'établissement s'est engagé à créer ou

²⁴Ce passage s'appuie sur l'exploitation du fichier de suivi des accords de R.T.T., dont le descriptif a été établi par Pham [2001], et sur Bunel [2002].

à ne pas supprimer des emplois, les deux à la fois ou aucun des deux) et le nombre de postes à créer ou à ne pas détruire ; l'ampleur de la R.T.T. envisagée (engagement sur 10% et (ou) sur 15% de la durée hebdomadaire avant la R.T.T. – les deux sont simultanément possibles suivant les catégories de salariés considérées) ; si l'établissement a bénéficié d'aides (incitatives et (ou) structurelles). En outre sont précisés des caractéristiques individuelles telles que la taille et le secteur d'activité de l'établissement avant l'adoption de la R.T.T..

Dans notre analyse, nous désirons comparer les établissements suivant le moment de leur passage aux 35 heures. Les jours, mois et années de la date de signature de l'accord ainsi que de la date de passage effective étant précisés, nous avons créé trois variables. Les deux premières comptent le nombre de jours écoulés entre le jour de la signature de l'accord ou du passage effectif et la date de l'adoption de la loi de Robien (11 juin 1996). Ces deux dates ne correspondant en général pas, nous avons aussi considéré comme troisième variable la différence entre ces deux dates comme une approximation du temps pris par l'établissement pour appliquer la R.T.T. après la signature de l'accord (délai de réorganisation, délai administratif). Par commodité, ces nombres ont été convertis en années.

Par ailleurs, à partir de la variable précisant le type d'aide reçue par l'établissement, nous avons construit cinq variables dichotomiques selon que l'établissement a bénéficié des aides incitatives de Robien ; Aubry I (avant – établissements de plus de 20 salariés – ou après – entreprises de moins de 20 salariés – 2000) ; des seules aides structurelles Aubry II ; d'aucune aide incitative tout en ayant anticipé la date de la baisse légale (l'unité n'a pas fait la demande d'aides, soit parce qu'elle ne remplissait pas les conditions requises pour en bénéficier, à savoir, baisse de 10% de la durée et création -ou non destruction- d'emplois à hauteur de 6% des effectifs initiaux). Ces derniers établissements sont souvent désignés sous la dénomination d'Aubry I non aidés (ou d'Aubry II précurseurs – voir Bunel [2002] par exemple).

Enfin, outre les observations pour lesquelles certaines de nos variables d'intérêt étaient non renseignées, nous avons exclu de l'échantillon tout établissement justifiant d'une date de signature d'accord ou de date de passage effectif aux 35 heures avant le 1^{er} janvier 1998. Ce fichier contenait ainsi initialement 463938 établissements avant nettoyage et 360000 après.

Fusion des deux bases

Avant la fusion des deux sources précédentes, nous avons à faire face à quelques problèmes. Premièrement, et contrairement à l'enquête C.O.I., le fichier de suivi des accords est construit au niveau de l'établissement. Les effectifs d'établissements et d'entreprises calculés sur les douze derniers mois étant fournis, nous pouvions ne retenir que les établissements dont les effectifs avant R.T.T. étaient égaux à ceux de l'entreprise, i.e. les entreprises mono-établissements. Mais nous perdions alors de nombreuses unités au moment de l'appariement (environ un tiers des entreprises communes à C.O.I. et au fichier de suivi des accords R.T.T.). Or, il s'est avéré que les dates de signature des accords de R.T.T. signés au niveau de la branche, de l'établissement ou de l'entreprise correspondaient la plupart du temps suivant les établissements d'une même entreprise. Comme de surcroît nous ne voulions décrire les entreprises réorganisées avant leur passage aux 35 heures qu'à l'aide de l'information présente dans C.O.I., nous avons apparié C.O.I. et la base R.T.T. de laquelle nous n'avons conservé que l'information concernant les établissements de « référence » d'une entreprise donnée (siège social en général). Après appariement des deux sources, notre échantillon final compte 4519 entreprises dont 2655 étaient déjà passées aux 35 heures entre janvier 1998 et mai 2003.

Annexe 2 : Les dispositifs incitatifs de R.T.T. en France depuis 1996²⁵.

Depuis 1982 et la baisse légale de la durée hebdomadaire du travail de 40 à 39 heures par le gouvernement Mauroy (13 janvier 1982), trois autres lois ont été introduites pour favoriser la création d'emplois et réduire le chômage sur la base du partage du temps de travail. Il s'agit des lois de Robien (11 juin 1996), Aubry I (13 juin 1998) et Aubry II (19 janvier 2000).

La **loi 'de Robien'** (loi n° 1996 - 502) établit que l'entreprise (ou l'établissement) peut bénéficier de baisses de cotisations patronales si elle (ou il) s'engage à réduire la durée de travail effective de tous ses salariés ou d'une partie. Si la réduction de la durée effective est de 10%, l'entreprise doit aussi s'engager i) soit à accroître ses effectifs employés de 10% (accord offensif), ii) soit à ne pas détruire des emplois dans les mêmes proportions (accord défensif) et suivant les plans de licenciement prévus. Dans ce cas, l'entreprise peut bénéficier d'une diminution de 40% des contributions sociales employeurs la première année (suivant la date de signature de l'accord), puis de 30% les six années suivantes et ceci quelle que soit la date de signature de l'accord entre le 11 juin 1996 et le jour de l'adoption de la loi Aubry I (13 juin 1998). De plus importantes baisses de cotisations pouvaient être accordées si l'entreprise s'engageait sur une R.T.T. de 15% ou plus, accompagnée d'un accroissement (ou non diminution) de ses effectifs dans les mêmes proportions.

La **loi 'Aubry I'** (loi n° 1998 - 461) prévoit de réduire la durée légale de la semaine de travail de 39 à 35 heures, à compter du 1^{er} janvier 2000 pour les unités de plus de 20 salariés et du 1^{er} janvier 2002 pour les autres. Les entreprises qui anticipent la baisse légale de la durée du travail peuvent bénéficier d'aides dites « incitatives » dès qu'elles s'engagent à la fois à baisser de 10% la durée effective du travail hebdomadaire et à créer des emplois à hauteur de 6% des effectifs initiaux (accords offensifs) ou à ne pas détruire des emplois dans les mêmes proportions (accords défensifs) dans le cadre de plans de licenciement engagés avant le passage aux 35 heures. Ces aides « incitatives » sont perçues sous la forme de réductions des cotisations patronales, correspondant à une somme fixe pour chaque salarié employé par la firme et concerné par la R.T.T.. Le montant de ces aides dépend de la date de signature de l'accord par la firme. Si l'accord est signé entre le 13 juin 1998 et juin 1999, l'entreprise bénéficie de 1372 euros (9000 francs) par salarié la première année, ce montant diminuant de 150 euros (1000 francs) chaque année ; si l'accord est signé entre juin et décembre 1999, l'entreprise obtient 1067 euros (7000 francs) la première année, 915 euros (6000 francs) l'année suivante et ainsi de suite. Des réductions de charges supplémentaires peuvent être accordées si l'entreprise réduit la durée de travail effective de 15% ou plus et si elle s'engage à augmenter son niveau d'emploi initial de 9%.

La **loi 'Aubry II'** (loi n° 2000 - 37) confirme la réduction de la durée légale à 35 heures hebdomadaires ou 1600 heures annuelles dès le 1^{er} janvier 2000 pour les entreprises employant plus de 20 salariés. Les firmes de 20 salariés ou moins signant un accord entre le 1^{er} janvier 2000 et le 1^{er} janvier 2002 bénéficient des aides « incitatives » seulement si elles s'engagent sur une R.T.T. et des créations (ou non destructions) d'emplois dans les mêmes conditions que celles précédemment prévues pour les entreprises de plus de 20 salariés avant le 1^{er} janvier 2000²⁶. Les entreprises employant plus de 20 salariés signant un accord après le

²⁵ Pour de plus amples renseignements, voir Askenazy et alii [2004].

²⁶ Sauf si accroître le niveau de l'emploi de l'entreprise de 6% implique l'embauche de moins

1^{er} janvier 2000 bénéficient d'une aide pérenne, baisse unique de cotisations patronales non conditionnelle à des engagements en termes de créations d'emplois ou d'effectivité de la R.T.T. (aucune obligation en terme de mode de décompte du temps de travail). Ce nouveau dispositif d'allégement de cotisations (sur les bas et moyens salaires) – ou aide structurelle Aubry II²⁷ - est décroissant avec le salaire jusqu'à 1,8 Smic (de 3277 euros (21500 francs) au niveau du Smic à 610 euros (4000 francs) pour un salaire de 1,8 Smic et au-delà) ; il remplace l'ancien dispositif d'allégement de cotisations sur les bas salaires (1996), ristourne linéairement dégressive jusqu'à 1,3 Smic. Revalorisé chaque année, cet allégement reste octroyé aux entreprises couvertes par un accord sur une durée collective ne dépassant pas 35 heures sans condition sur l'ampleur de sa baisse²⁸. Pour les entreprises employant plus de 20 salariés mais ayant signé un accord avant le 1^{er} janvier 2000 et ayant bénéficié des aides incitatives avant cette date, la baisse de cotisations est la somme des aides Aubry II et des aides incitatives Aubry I cumulables. Un nouveau barème de rémunération des heures supplémentaires est également mis en place. Ainsi, avant la loi Aubry I, la majoration de salaire horaire était de 25% de la 40^{ème} à la 47^{ème} heures incluses, puis de 50% au-delà ; à partir de la loi Aubry II, la majoration de salaire est de 25% (10% la première année) de la 36^{ème} heure à la 39^{ème}, de 25% de la 40^{ème} heure à la 43^{ème}, puis de 50% pour la 44^{ème} heure et au-delà.

d'une personne à mi-temps (entreprises de 8 salariés ou moins). Dans ce cas, l'entreprise n'est pas obligée d'embaucher.

²⁷Notons que les entreprises détenues en totalité ou en partie par l'Etat n'étaient pas autorisées à bénéficier de l'aide structurelle comme des aides incitatives – entreprises non éligibles (voir Bunel [2002]).

²⁸Il est majoré pour une durée après R.T.T. inférieure à 32 heures.

Annexe 3 : Méthodes d'appariement sélectif

Les méthodes d'évaluation

Le modèle économétrique utilisé pour évaluer l'impact des réorganisations sur la date de passage des entreprises aux 35 heures renvoie aux méthodes d'appariement sélectif importée et appliquée dans le domaine des sciences sociales par Rubin [1974] dans le cas d'*expériences naturelles* (donc non nécessairement contrôlées). Nous considérons un ensemble de N individus i , les firmes ici. Ces dernières sont caractérisées par le fait qu'elles sont en 1997 soit réorganisées (ou *traitées* – elles utilisent n dispositifs ou plus – $T_i = 1$), soit non réorganisées (ou *non traitées* – $T_i = 0$). Chaque entreprise i est alors caractérisée par un couple de variables de résultats potentiels (Y_{1i}, Y_{0i}) – la date de passage de l'entreprise aux 35 heures correspondant à chacun des deux états. Après 1997, seule une réalisation de Y_{1i} ou de Y_{0i} est observée, selon le statut (réorganisé ou non) de la firme :

$$Y_i = T_i Y_{1i} + (1 - T_i) Y_{0i}$$

L'effet des réorganisations d'une entreprise en 1997 sur sa date de passage a posteriori $(Y_{1i} - Y_{0i})$ ne peut donc être mesuré directement. En revanche, on peut évaluer l'effet moyen des réorganisations :

$$ATE \equiv E(Y_{1i} - Y_{0i})$$

ou l'effet moyen des réorganisations sur les réorganisées :

$$ATE_T \equiv E(Y_{1i} - Y_{0i} | T_i = 1)$$

$E(Y_{1i} | T_i = 1)$ et $E(Y_{0i} | T_i = 0)$ peuvent être estimées à partir des moyennes d'échantillons d'entreprises réorganisées ou non réorganisées. Par contre, les *contrefactuels* $E(Y_{0i} | T_i = 1)$ et $E(Y_{1i} | T_i = 0)$ ne peuvent pas être identifiés, sauf à supposer que l'utilisation par l'entreprise de n dispositifs ou plus ne se produise que de manière aléatoire et indépendamment de tout autre facteur (contraintes organisationnelles, stratégie, taille, secteur d'activité,...), ce qui paraît peu vraisemblable. Il y a un *biais de sélection* mesuré par la quantité $E(Y_{0i} | T_i = 1) - E(Y_{0i} | T_i = 0)$. Une manière de procéder est de supposer qu'en contrôlant de l'ensemble des facteurs observables affectant les réorganisations et la date de passage des entreprises aux 35 heures (indépendance conditionnellement à des observables (X_i)) on puisse se ramener à une expérience aléatoire. En raison du nombre élevé de caractéristiques, il est difficile de comparer les entreprises réorganisées et non réorganisées. Rosenbaum et Rubin [1983] ont montré :

$$(Y_{1i}, Y_{0i}) \perp\!\!\!\perp T_i | X_i \Rightarrow (Y_{1i}, Y_{0i}) \perp\!\!\!\perp T_i | E(T_i | X_i)$$

où $\perp\!\!\!\perp$ renvoie à l'indépendance et où $P(X_i) \equiv P(T_i = 1 | X_i) = E(T_i | X_i)$ est la probabilité pour la firme d'être réorganisée conditionnellement aux (X_i) (que l'on appellera *score de propension*). En outre, pour que les entreprises réorganisées et non réorganisées soient comparables, il faut que (Heckman et alii [1998], Lechner [2000]) :

$$0 < E(T_i | X_i) < 1$$

Ces deux dernières hypothèses nous permettent de construire des estimateurs des contrefactuels $E(Y_{0i} | P(X_i), T_i = 1)$ et $E(Y_{1i} | P(X_i), T_i = 0)$ à partir des échantillons des entreprises non réorganisées et réorganisées respectivement.

Afin d'estimer $E(Y_{0i} | T_i = 1)$ (respectivement $E(Y_{1i} | T_i = 0)$), plusieurs estimateurs pour $E(Y_{0i} | P(X_i), T_i = 1)$ (respectivement pour $E(Y_{1i} | P(X_i), T_i = 0)$) ont déjà été proposés. Nous considérons ici l'estimateur de Nadaraya Watson (régression polynomiale non paramétrique de degré zéro) :

$$\hat{E}(Y_{0i} | P(X_i), T_i = 1) = \sum_{j:T_j=0} \frac{K\left(\frac{P(X_i)-P(X_j)}{h_{n_0}}\right)}{\sum_{j:T_j=0} K\left(\frac{P(X_i)-P(X_j)}{h_{n_0}}\right)} Y_{0j}$$

où $K(\cdot)$ est une fonction noyau, positive, paire et sommante à un. Cet estimateur est convergent et asymptotiquement normalement distribué (voir Heckman et alii [1998]). De surcroît, il offre la possibilité d'un arbitrage biais - variance au travers du choix de la valeur du paramètre de lissage h_{n_0} . Qui plus est, il affecte un poids variable suivant la distance $|P(X_i) - P(X_j)|$, contrairement à d'autres estimateurs du type « nearest neighbour ». Comparant les performances de différents estimateurs en termes de réduction de l'erreur quadratique moyenne, Frölich [2000] a montré que celui qui se comportait le mieux était celui de Nadaraya Watson.

Choice-based sampling

Nous travaillons sur deux types d'échantillons, le premier contenant toutes les entreprises de C.O.I. présentes ou non dans le fichier de suivi des accords (pour l'étude de l'impact des réorganisations sur le fait pour une entreprise d'être passée ou non aux 35 heures), le second uniquement les entreprises communes aux deux sources (C.O.I. et fichier R.T.T.). Le second échantillon sur-représente les entreprises réorganisées par rapport à l'échantillon représentatif de départ (75% contre 70% – cas où « réorganisations » = « utilisation de 2 dispositifs organisationnels ou plus »); ce n'est a priori pas aléatoire car i) notre définition des réorganisations tourne autour du nombre de dispositifs organisationnels et que celui-ci est fortement corrélé avec la taille de l'entreprise, ii) le cadre institutionnel du passage aux 35 heures poussait les plus grosses entreprises à signer plus tôt un accord R.T.T. (voir l'annexe 2). On dit que l'on est dans une situation de *choice-based sampling*. L'estimation de la probabilité pour une entreprise d'être réorganisée avant son passage aux 35 heures et l'appariement qui suit peuvent par conséquent être biaisés. Une manière de procéder est de suivre Heckman et Todd [1999], qui proposent d'apparier sur le rapport des chances estimé $\left(\frac{\hat{P}(T=1|X)}{\hat{P}(T=0|X)}\right)$ qui est une fonction affine croissante du vrai rapport. Pour tenir compte de cette source potentielle de biais, nous présentons les résultats associés à cet estimateur.