

L'évolution des rythmes de travail entre 1995 et 2001 : quel impact des 35 heures ?

Cédric Afsa et Pierre Biscourp*

Le « passage aux 35 heures » ne s'est pas limité à la baisse de la durée légale du travail. La négociation au sein des branches ou des entreprises a, en effet, porté simultanément sur la durée du travail, son organisation, les conditions de travail et les salaires. On analyse ici principalement l'impact des 35 heures sur l'organisation temporelle du travail, et plus précisément sur les rythmes de travail des salariés.

Les résultats présentés reposent sur l'exploitation de deux enquêtes portant sur la durée du travail, réalisées par l'Insee auprès des salariés en 1995 et 2001, avant et après les lois « Aubry », et du fichier d'entreprises de suivi des accords de réduction du temps de travail, constitué au sein du ministère du Travail.

Ces accords, mis en œuvre par les entreprises du secteur privé dans le cadre des lois « Aubry », ont bien affecté les rythmes de travail des salariés. Certes, la norme demeure la répétition de semaines de travail identiques, mais elle connaît un recul dans les entreprises passées aux 35 heures. Environ 5 % des salariés de ces entreprises qui auparavant travaillaient le même nombre de jours par semaine avec les mêmes horaires, sont passés à des rythmes réguliers organisés sur des périodes plus longues que la semaine, ou ont vu leurs jours ou leurs horaires de travail varier de façon erratique. Ces deux types de rythmes ont progressé dans des proportions proches pour les salariés passés aux 35 heures.

De plus, l'ampleur de cet impact, tout comme la nature du nouveau rythme instauré, varient selon la position hiérarchique du salarié, son secteur d'activité et la taille de son entreprise. L'irrégularité des jours travaillés se développe davantage dans l'industrie que dans les services. Celle des horaires touche seulement les cadres. À l'inverse, les rythmes réguliers organisés sur plusieurs semaines ne concernent que les autres salariés, et en premier lieu ceux des petites entreprises de l'industrie.

* Cédric Afsa appartient à la division Redistribution et politiques sociales de l'Insee et Pierre Biscourp à la division Emploi de l'Insee.

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

Les auteurs remercient les relecteurs pour leurs commentaires, ainsi que Sébastien Roux qui a discuté une première version de cet article lors d'une séance du séminaire interne de la Direction des Statistiques Démographiques et Sociales de l'Insee.

Le processus d'aménagement et de réduction du temps de travail (ARTT) engagé avec la loi « Robien » de juin 1996 puis renforcé par les lois « Aubry 1 » de juin 1998 et « Aubry 2 » de janvier 2000 répondait, en principe, à un double objectif de réduction du chômage et d'amélioration de la situation des salariés. Ces derniers devaient travailler moins, conserver un niveau de salaire inchangé, et le temps de travail ainsi dégagé devait servir à créer de l'emploi. Mais ce double objectif ne pouvait être poursuivi avec succès qu'à la condition que des gains de productivité viennent compenser, en partie, la hausse des salaires horaires. Un moyen d'obtenir ces gains de productivité était d'associer le passage aux 35 heures à une réorganisation du temps de travail, permettant une plus grande réactivité des entreprises face aux chocs de demande et un allongement de la durée d'utilisation des équipements. La question de la flexibilisation du temps de travail s'est ainsi trouvée au cœur du débat sur les 35 heures : elle a été critiquée par les représentants des salariés comme facteur de dégradation des conditions de travail, et revendiquée par certains représentants des entreprises comme une contrepartie nécessaire du coût occasionné par la baisse de la durée légale du travail.

Pour étudier le lien entre ARTT et flexibilité du temps de travail, on cherche ici concrètement, en exploitant deux enquêtes portant sur la durée du travail réalisées avant et après les lois « Aubry », à répondre à la question suivante : l'application d'un accord d'ARTT par les entreprises qui ont décidé de diminuer leur durée du travail s'est-elle traduite par une flexibilisation du temps de travail ? Plus précisément, les salariés travaillant dans ces entreprises ont-ils perdu la régularité de leurs horaires de travail, et si oui dans quelle proportion ? Autrement dit, l'ARTT a-t-elle, dans la période récente, contribué à éroder la norme du temps de travail, caractérisée par la régularité et la prévisibilité des heures travaillées, qui permettent de ce fait une meilleure synchronisation des temps sociaux (Freyssinet, 1997 ; Bouffartigue et Bouteiller, 2002) ?

ARTT et conditions de travail

Les études qui se sont développées autour de l'impact de l'ARTT sur le marché du travail se divisent en deux courants principaux. Le premier poursuit un objectif d'évaluation macroéconomique de l'impact de l'ARTT sur les créations d'emploi (Fiole, Passeron et Roger, 2000 ; Fiole et Roger, 2002 ; Passeron,

2002 ; Crépon, Leclair et Roux, 2004). Il s'agit davantage d'une approche « entreprise ». Le second s'intéresse à l'impact de la réduction du temps de travail sur les conditions de travail des salariés, dès lors que la négociation d'accords de réduction du temps de travail porte à la fois sur les salaires, les heures travaillées et l'organisation du travail et c'est ce point de vue qui est ici présenté.

Des conséquences sur les conditions de travail...

La grande majorité des études empiriques qui ont été conduites sur le lien entre passage aux 35 heures et conditions de travail ont exploité l'enquête *RTT et modes de vie* de la Direction de l'Animation de la Recherche des Études et des Statistiques du ministère du Travail (Dares). Cette enquête a été conduite entre novembre 2000 et janvier 2001, auprès d'un peu plus de 1 500 salariés du privé ayant connu une RTT depuis au moins un an. Son avantage est de broser un tableau complet des conditions de travail *avant* et *après* la mise en place des 35 heures (Estrade et Méda, 2002). Selon Estrade, Méda et Orain (2001), une petite moitié des salariés interrogés n'ont pas ressenti de changement dans leur conditions de travail, un quart – plutôt des cadres – ont vu une amélioration et un autre quart – beaucoup de femmes non qualifiées – ont, au contraire, constaté une dégradation. D'après Estrade et Ulrich (2002a), le réaménagement du temps de travail à l'occasion du passage aux 35 heures s'accompagnerait d'une hausse de la variabilité et de l'imprévisibilité des horaires des salariés les moins qualifiés, en particulier des femmes, et le recours à la modulation ou l'annualisation du temps de travail aggraverait l'irrégularité des rythmes de travail. Estrade et Ulrich (2002b) suggèrent, en outre, que les réorganisations du temps de travail induiraient un renforcement de la segmentation du marché du travail entre salariés stables bénéficiant de conditions de travail inchangées ou meilleures, et salariés précaires connaissant une dégradation des leurs. Toujours à partir de cette source, Bué et Puech (2003) montrent que les changements organisationnels consécutifs à la réduction du temps de travail sont diversement appréciés par les salariés. Ils sont, par exemple, plutôt satisfaits d'utiliser davantage les technologies de l'information. En revanche, l'augmentation de la polyvalence favorise le sentiment de dégradation des conditions de travail.

Toutes ces études concluent à un lien entre ARTT et conditions de travail. Toutefois, une

telle conclusion n'est pas rigoureusement fondée. Car le défaut majeur de l'enquête *RTT et modes de vie* est de concerner uniquement les entreprises passées aux 35 heures. Certes, les salariés de ces entreprises font état d'un changement de leurs conditions de travail. Mais, par construction, l'enquête ne nous apprend rien sur l'évolution des conditions de travail des autres entreprises, celles qui n'ont pas réduit leur durée. S'il s'avère qu'elles ont changé autant que celles des entreprises passées aux 35 heures, alors on ne peut pas affirmer que l'ARTT a eu un impact sur les conditions de travail.

Les analyses théoriques de l'impact de l'ARTT sur les conditions de travail sont peu nombreuses, à l'exception notable d'Askénazy (2001, 2002) (1). Cet auteur a, par ailleurs, utilisé l'enquête *Réponse*, menée en 1999 par la Dares, pour tester le lien entre réduction du temps de travail et innovation organisationnelle (Askénazy, 2003). Il conclut que l'ARTT peut favoriser une plus grande flexibilité en augmentant la polyvalence. Cependant, une limite de l'étude est qu'elle porte sur des entreprises pionnières en matière de réduction du temps de travail.

... et sur l'organisation des entreprises

D'autres travaux ont utilisé l'enquête *Passages*, menée entre décembre 2000 et mars 2001 auprès d'un échantillon d'un millier d'établissements, pour étudier les modifications de l'organisation du travail des entreprises passées aux 35 heures, avec un éclairage particulier sur la modulation et l'annualisation du temps de travail (Coutrot et Guignon, 2002 ; Bunel, 2004). Cette enquête souffre du même défaut que l'enquête *RTT et modes de vie* : elle ne permet pas de comparer l'évolution dans les entreprises ayant réduit le temps de travail avec celle qui ne l'ont pas fait (2).

Les données utilisées ici permettent justement de sortir de cette impasse. Grâce à elles, on construit un « groupe de contrôle » constitué des entreprises n'ayant pas abaissé leur durée du travail. On peut ainsi comparer les entreprises passées aux 35 heures et celles du « groupe de contrôle ». En revanche, l'étude n'aborde qu'une partie des conditions de travail, l'organisation temporelle du travail, et ne traite pas d'autres aspects aussi importants mais qui feront l'objet de prochaines enquêtes (3). L'intensification du travail en est un, souvent citée par les salariés des entreprises ayant appliqué

l'ARTT : moins d'heures, mais un travail plus intense, les mêmes tâches devant être accomplies en un temps réduit (Askénazy, 2002a).

Les rythmes de travail

L'étude s'appuie avant tout sur les deux enquêtes complémentaires aux enquêtes *Emploi* de mars 1995 et mars 2001, qui ont porté sur la durée et l'aménagement du temps de travail. Ces deux enquêtes encadrent les effets des lois « Aubry » sur la réduction du temps de travail. De plus, une bonne partie des entreprises observées en 2001 n'avaient toujours pas réduit leur durée du travail. La comparaison entre les entreprises passées aux 35 heures et les autres est donc possible. Un autre avantage de ces enquêtes est la taille de leurs échantillons : environ 20 000 salariés sont interrogés chaque année. Ceci offre la possibilité d'estimations fines et précises des phénomènes.

Construire une typologie des rythmes de travail...

Grâce à ces enquêtes on a pu construire une typologie des rythmes de travail en trois postes en utilisant des critères proches de ceux de Estrade et Ulrich (2002) : les jours travaillés par semaine, leur nombre, les horaires de travail (cf. encadré 1). On distingue ainsi :

- les *réguliers hebdomadaires* : il s'agit des salariés qui travaillent en général les mêmes jours de la semaine, avec toujours les mêmes horaires ou bien des horaires qui se répètent à l'identique d'une semaine à l'autre. Ce rythme de travail reste la « norme » puisqu'il concerne les deux tiers environ des salariés ;
- les *réguliers pluri-hebdomadaires* (ou *cycliques*) : ils présentent les mêmes caractéristiques que les réguliers hebdomadaires, à la différence essentielle près que les rythmes de travail se reproduisent à l'identique au bout de plusieurs semaines. Le salarié qui travaille, par exemple, un mercredi sur deux, relève de cette catégorie ;

1. Une partie de ces travaux sont repris dans son ouvrage *Les désordres du travail* (Askénazy, 2004).

2. Plus exactement, l'échantillon de l'enquête *Passages* contient une petite partie, non représentative, de l'ensemble des établissements non passés aux 35 heures.

3. La comparaison de la nouvelle enquête sur les conditions de travail en 2005 avec son homologue de 1998 permettra de combler cette lacune.

- les *irréguliers* : ceux-ci échappent à toute idée de régularité saisie par un des deux cas de régularité (régularité hebdomadaire et pluri-hebdomadaire).

Une typologie plus fine, en 7 postes, a aussi été construite, en introduisant deux critères supplémentaires permettant de différencier les rythmes cycliques d'une part, les rythmes irréguliers

Encadré 1

UNE TYPOLOGIE DES RYTHMES DE TRAVAIL

D'une manière très générale, le rythme de travail d'un salarié est défini par la manière dont ses plages de travail et de repos se succèdent (Afsa et Biscourp, 2003). La succession peut présenter ou non une périodicité, c'est-à-dire se reproduire à l'identique au bout d'un certain intervalle de temps.

Le rythme régulier hebdomadaire

Le cas le plus simple est celui du salarié qui travaille chaque semaine les mêmes jours avec les mêmes horaires. Son rythme de travail se reproduit de la même façon au bout d'une semaine. On dit que son rythme de travail a une *régularité hebdomadaire*, ou encore qu'il suit un cycle hebdomadaire. C'est aussi vrai du salarié dont les jours travaillés sont les mêmes chaque semaine, et dont les horaires diffèrent d'un jour à l'autre au cours de la semaine de travail, mais sont les mêmes d'une semaine à l'autre pour un jour donné. En France, ces horaires réguliers hebdomadaires sont la norme, puisqu'ils concernent plus des deux tiers des salariés.

Les rythmes réguliers pluri-hebdomadaires (ou rythmes cycliques)

Par rapport à cette norme, un salarié qui travaille en outre un samedi sur trois avec les mêmes horaires chaque samedi travaillé, a un rythme de travail qui ne se reproduit plus à l'identique au bout d'une semaine mais au bout de trois semaines. Ce rythme de travail n'est pas moins régulier que le précédent, mais la longueur du cycle est supérieure. Plus généralement, l'existence de cycles de travail de longueur supérieure à la semaine peut donner lieu à de nombreuses situations de *régularité pluri-hebdomadaire*. On retient les **trois types principaux suivants de régularité pluri-hebdomadaire**, fondés sur les combinaisons de deux propriétés pouvant engendrer la régularité pluri-hebdomadaire, l'alternance des horaires de travail et l'existence d'une variabilité régulière des jours travaillés sur une base autre que la semaine :

1. rythme alternant, non cyclique en jours : jours travaillés identiques d'une semaine à l'autre, horaires de travail identiques tout au long de la semaine, mais alternant d'une semaine à l'autre ;
2. rythme non alternant, cyclique en jours : jours travaillés variables d'une semaine à l'autre, mais de façon régulière, sans alternance des horaires de travail ;
3. rythme alternant et cyclique en jours.

Le rythme alternant non cyclique en jours décrit des situations simples de travail en équipes alternantes, les jours travaillés étant les mêmes d'une semaine à

l'autre, avec des horaires de travail alternant d'une semaine à l'autre :

- entre la tranche du matin et celle de l'après-midi (2×8), le cycle se reproduisant à l'identique au bout de deux semaines ;
- entre les deux tranches précédentes et celle de nuit (3×8), avec un cycle sur trois semaines.

La variabilité régulière porte dans ce cas sur les horaires de travail, mais pas sur les jours travaillés.

Le travail un samedi sur trois avec toujours les mêmes horaires, en sus d'un rythme autrement régulier hebdomadaire, correspond à un rythme non alternant, cyclique en jours. Il en va de même pour un individu qui travaille trois jours, puis se repose un jour etc., le cycle se reproduisant à l'identique au bout de cinq semaines.

Les rythmes alternants cycliques en jours correspondent, enfin, à des organisations en équipe dont l'alternance n'est pas organisée sur la semaine. Ils correspondent aussi à des organisations permettant le travail en continu, en quatre, cinq équipes ou davantage.

Les rythmes irréguliers

Dans les cas précédents, il existe une régularité dans le rythme de travail, dont l'horizon s'exprime en nombre de semaines. Parmi les salariés dont le rythme de travail ne connaît aucune régularité de ce type, on distingue trois cas d'*irrégularité* :

1. l'irrégularité en jours : elle porte sur les seuls jours travaillés, les horaires de travail étant en général les mêmes ;
2. l'irrégularité en heures : elle porte sur les horaires de travail, erratiques, les jours travaillés étant en général les mêmes ;
3. l'irrégularité en jours et en heures : elle porte à la fois sur les jours travaillés et les horaires, tous deux variables de façon erratique, ou trop complexe à décrire.

Les sept types précédents (soit le rythme régulier hebdomadaire de référence, les trois rythmes cycliques et les trois rythmes irréguliers) constituent la typologie des rythmes de travail au niveau le plus fin retenu ici. De façon plus condensée, on distingue trois grands types de rythmes de travail : le rythme fondé sur un cycle strictement hebdomadaire (régulier hebdomadaire) qui est le rythme de référence, les rythmes réguliers dont le cycle s'étend sur plusieurs semaines (régulier pluri-hebdomadaire), et enfin les rythmes irréguliers pour lesquels il est impossible d'identifier un cycle de travail.

liers d'autre part (cf. tableau 1). Ces critères ont, pour partie, déjà été utilisés par Boisard et Fermanian (1999).

Les congés annuels ne font pas partie des critères de construction des typologies de rythmes. En d'autres termes, les rythmes décrits ici sont ceux qui prévaudraient en l'absence des congés annuels. Leur prise en compte serait indispensable si on étudiait l'impact de l'ARTT sur la durée annuelle effectivement travaillée.

Ces variables de rythmes sont au centre de l'analyse. Les enquêtes complémentaires contiennent, en outre, en 1995 comme en 2001, des informations sur l'existence et le type de contrôle des horaires de travail (pointeuse ou disque, signatures et fiches horaires, contrôle par l'encadrement), et l'existence d'un dispositif de modulation ou annualisation du temps de travail. Elles donnent aussi l'emploi du temps détaillé d'une journée de référence, ce qui permet de calculer précisément la durée *effectivement* travaillée lors de cette journée. Les *Enquêtes Emploi* auxquelles les enquêtes complémentaires sont rattachées comportent également plusieurs variables non reliées à la typologie des rythmes, mais informatives sur l'organisation

du travail : l'enquêté travaille-t-il généralement, parfois ou jamais, le soir (entre 20 h et minuit), la nuit (entre 0 h et 5 h), le samedi ou le dimanche ?

... et caractériser les entreprises passées aux 35 heures

D'autres sources ont enfin permis de repérer et caractériser les entreprises « passées aux 35 heures » (cf. annexe 1). La première de ces sources est le fichier exhaustif des accords d'ARTT conclus par les entreprises ayant demandé une aide, fichier constitué et géré par la Dares. On a retenu les accords signés entre 1996 et 2000. Enfin, pour compléter les informations contenues dans le fichier des accords, on a utilisé les Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS) et le fichier des Bénéfices Réels Normaux (BRN). Grâce à ces sources on a pu, non seulement distinguer en 2001 les entreprises passées aux 35 heures et celles qui ne l'étaient pas, mais aussi repérer, en 1995, les entreprises qui allaient signer un accord d'ARTT, offrant ainsi la possibilité d'appliquer la méthode dite de la double différence (cf. *infra*).

Tableau 1
Construction des types de rythme de travail

	Régulier hebdomadaire	Régulier pluri-hebdomadaire (cyclique)			Irrégulier		
		Alternant, non cyclique en jours	Cyclique en jours, non alternant	Alternant, cyclique en jours	Irrégulier en heures	Irrégulier en jours	Irrégulier en jours et en heures
Nombre de jours travaillés par semaine	en général le même	en général le même	variable de façon régulière	variable de façon régulière	en général le même	variable	variable
Jours travaillés	en général les mêmes	en général les mêmes	variable	variable	en général les mêmes		
Cycle s'étendant sur plusieurs semaines			oui, si nombre de jours variable	oui, si nombre de jours variable		non	non
Horaires de travail des jours travaillés	- en général les mêmes - différents d'un jour à l'autre de la semaine, mais identiques d'une semaine à l'autre	- les mêmes tous les jours de la semaine, différents d'une semaine à l'autre - différents d'un jour à l'autre et variables d'une semaine à l'autre	- en général les mêmes - différents d'un jour à l'autre de la semaine, mais identiques d'une semaine à l'autre	- les mêmes tous les jours de la semaine, différents d'une semaine à l'autre - différents d'un jour à l'autre et variables d'une semaine à l'autre	- les mêmes tous les jours de la semaine, différents d'une semaine à l'autre - différents d'un jour à l'autre et variables d'une semaine à l'autre	- en général les mêmes - différents d'un jour à l'autre de la semaine, mais identiques d'une semaine à l'autre	- les mêmes tous les jours de la semaine, différents d'une semaine à l'autre - différents d'un jour à l'autre et variables d'une semaine à l'autre
Horaires alternants		oui		oui	non		non

Lecture : le nombre de jours variable de façon régulière correspond aux cas « 1 samedi sur 2 », « 1 lundi sur 4 » etc. Les cases vides correspondent aux cas où la question n'est pas posée.

Au total, en tenant compte des différences de champ entre les fichiers appariés, l'échantillon d'étude sur les deux années 1995 et 2001 contient 23 169 salariés travaillant dans 15 181 entreprises. Ont été notamment exclus les organismes de l'État, l'agriculture, la sylviculture, les services domestiques et les activités extra-territoriales. On a, en outre, éliminé les collectivités locales et les hôpitaux publics qui n'étaient encore pratiquement pas concernés par la réduction du temps de travail en mars 2001.

La régularité hebdomadaire reste la référence...

En mars 2001, 40 % environ des entreprises de l'échantillon sont passées aux 35 heures (cf. tableau 2). Cette proportion dépend beaucoup de la taille. Une entreprise sur huit, comptant moins de 20 salariés, a appliqué un accord

d'ARTT. *A contrario*, les trois quarts des grandes entreprises (au moins 200 salariés) étaient aux 35 heures en mars 2001. La proportion varie aussi, mais à un moindre degré, selon le secteur. La construction et les services aux particuliers (hôtels et restaurants, activités culturelles et sportives, etc.) sont moins concernés. Tout compte fait, le « groupe de contrôle » – constitué des entreprises n'ayant pas appliqué d'accord d'ARTT en mars 2001 – comporte un nombre très significatif d'entreprises, même parmi les plus grandes d'entre elles.

Si on compare les répartitions, en 1995 et en 2001, des salariés selon leur rythme de travail, en distinguant les entreprises ayant conclu un accord d'ARTT et les autres, la régularité hebdomadaire reste la référence, même si elle a baissé de trois points depuis 1995 (cf. tableau 3). Elle concerne 67 % des salariés en 2001.

Tableau 2
Proportion des entreprises passées aux 35 heures par secteur et taille d'entreprise

En %

	Moins de 20 salariés	20 à 199 salariés	200 salariés et plus	Ensemble
Industrie, énergie	13	55	79	51
Construction	8	36	73	25
Commerce et réparations	15	53	71	36
Transports	12	42	73	42
Activités financières et immobilières	14	69	74	50
Services aux entreprises	14	57	77	46
Services aux particuliers	8	48	68	23
Santé, action sociale et autres services	21	62	63	48
Ensemble	13	54	74	42

Lecture : 73 % des entreprises de 200 salariés ou plus du secteur de la construction étaient passées aux 35 heures en mars 2001.

Champ : entreprises non agricoles hors État, collectivités locales et hôpitaux publics et hors services domestiques.

Sources : enquêtes complémentaires à l'enquête Emploi de 1995 et 2001 (Insee) ; Fichier de suivi des accords de RTT (Dares) ; DADS (Insee).

Tableau 3
Fréquence des rythmes de travail des salariés en 1995 et en 2001 par catégorie, selon que leur entreprise est ou non passée aux 35 heures en 2001

En %

Accord d'ARTT (mars 2001)	Rythmes	Cadres		Prof. int.		Employés		Ouvriers		Ensemble	
		1995	2001	1995	2001	1995	2001	1995	2001	1995	2001
Non	Régulier hebdo.	66	77	69	72	76	75	76	76	73	75
	Cyclique	2	1	7	5	6	5	12	9	8	6
	Irrégulier	32	22	24	23	17	20	13	15	19	19
Oui	Régulier hebdo.	71	72	69	64	69	62	59	56	66	62
	Cyclique	3	3	10	13	12	12	27	27	15	17
	Irrégulier	26	25	21	23	19	25	14	17	19	22
Ensemble	Régulier hebdo.	68	74	69	67	73	68	68	65	70	67
	Cyclique	2	2	8	10	9	9	19	19	12	12
	Irrégulier	29	24	22	23	18	23	13	16	19	20

Lecture : 12 % des ouvriers travaillant en 1995 dans une entreprise qui n'allait pas appliquer un accord d'ARTT, entre 1995 et 2001, suivaient des rythmes de travail cycliques.

Champ : entreprises non agricoles hors État, collectivités locales et hôpitaux publics et hors services domestiques.

Sources : enquêtes complémentaires à l'enquête Emploi de 1995 et 2001 (Insee) ; Fichier de suivi des accords de RTT (Dares) ; DADS (Insee).

Globalement, toutes entreprises confondues, il n'y a pas de clivage très fort entre les catégories de salariés, à l'exception notable des ouvriers, qui connaissent nettement plus que tous les autres des rythmes cycliques. On notera aussi une légère surreprésentation des cadres dans les rythmes irréguliers. Mais ceci est surtout valable en 1995. Car les choses ont évolué entre 1995 et 2001, et différemment selon les catégories de salariés et les entreprises.

... mais la part des salariés aux rythmes irréguliers augmente légèrement

La part des salariés des entreprises passées aux 35 heures travaillant selon des rythmes irréguliers a, en effet, augmenté de trois points entre 1995 et 2001, passant de 19 % à 22 % (cf. tableau 3) (4). Dans le même temps, la fréquence de ces rythmes est restée la même dans les autres entreprises. L'écart est donc de

3 points entre les entreprises ayant appliqué un accord d'ARTT et celles qui ne l'ont pas fait : l'impact propre de l'ARTT sur les rythmes irréguliers serait de 3 %.

Si on refait les mêmes calculs sur les seuls ouvriers, l'impact de l'ARTT sur les rythmes irréguliers serait d'un seul point. En revanche, il serait de 9 points chez les cadres. Il varie donc beaucoup selon les professions exercées. Il varie aussi selon la taille de l'entreprise (cf. tableau 4). L'impact sur les rythmes irréguliers semble ainsi plus fort dans les grandes entreprises que dans les plus petites. Enfin,

4. Ces chiffres peuvent différer légèrement de ceux donnés dans Biscourp (2004). Les échantillons diffèrent en effet parce qu'on ne conserve pour l'analyse menée dans le présent article que les salariés pour lesquels on dispose de l'identifiant SIREN de l'employeur. En outre, on repère le passage aux 35 heures par le biais du fichier de suivi des accords, et non par les déclarations directes des personnes à l'enquête durée du travail de 2001, comme c'est le cas dans l'Insee Première citée en référence.

Tableau 4
Fréquence des rythmes de travail des salariés en 1995 et en 2001 par grand secteur et taille d'entreprise, selon que leur entreprise est ou non passée aux 35 heures en 2001

A - Industrie

En %

Accord d'ARTT (mars 2001)	Rythmes	Moins de 50 salariés		50 salariés ou plus		Ensemble	
		1995	2001	1995	2001	1995	2001
Non	Régulier hebdo.	83	85	67	67	76	81
	Cyclique	5	4	20	22	11	8
	Irrégulier	12	11	13	11	13	11
Oui	Régulier hebdo.	80	68	63	60	65	61
	Cyclique	8	18	23	24	21	23
	Irrégulier	13	14	13	16	13	16
Ensemble	Régulier hebdo.	82	81	64	61	71	69
	Cyclique	5	8	22	24	16	17
	Irrégulier	12	12	13	15	13	14

B - Services

En %

Accord d'ARTT (mars 2001)	Rythmes	Moins de 50 salariés		50 salariés ou plus		Ensemble	
		1995	2001	1995	2001	1995	2001
Non	Régulier hebdo.	74	73	67	70	72	72
	Cyclique	5	5	8	6	6	5
	Irrégulier	21	22	25	24	22	23
Oui	Régulier hebdo.	73	67	65	61	66	62
	Cyclique	7	10	12	13	11	13
	Irrégulier	19	23	23	26	23	25
Ensemble	Régulier hebdo.	74	71	65	62	69	66
	Cyclique	6	6	11	12	9	9
	Irrégulier	20	23	24	26	22	24

Lecture : 19 % des ouvriers travaillant en 1995 dans une petite entreprise des services qui allait appliquer un accord d'ARTT, entre 1995 et 2001, avaient des rythmes irréguliers.

Champ : entreprises non agricoles hors État, collectivités locales et hôpitaux publics et hors services domestiques.

Sources : enquêtes complémentaires à l'enquête Emploi de 1995 et 2001 (Insee) ; Fichier de suivi des accords de RTT (Dares) ; DADS (Insee).

toutes tailles confondues, l'irrégularité augmenterait davantage dans l'industrie que dans les services.

Ces premières analyses montrent l'intérêt de disposer d'un « groupe de contrôle », c'est-à-dire d'un ensemble d'entreprises qui n'ont pas été touchées par l'ARTT et sur lesquelles on peut *a priori* mesurer l'évolution des rythmes de travail « hors ARTT ». Il suffirait ensuite de comparer cette évolution à celle qui a eu lieu dans les entreprises passées aux 35 heures pour en déduire l'impact de l'ARTT. Ce n'est cependant pas si simple. Car les 35 heures n'ont pas été appliquées dans n'importe quelles entreprises. Celles qui ont signé des accords faisaient notamment déjà travailler leurs salariés en cycles plus souvent que les autres : c'était le cas, en 1995, pour 15 % d'entre elles, contre 8 % dans les autres entreprises (cf. tableau 3). Il est alors fort possible que ces entreprises aient choisi de passer aux 35 heures parce qu'il leur était plus facile de les appliquer, étant donné leur organisation du travail. En d'autres termes, leur organisation du travail et, partant, les rythmes suivis par leurs salariés seraient autant un déterminant de l'application d'un accord d'ARTT qu'un effet de celle-ci. Pour dégager un « pur effet ARTT », il faut caractériser le plus finement possible, à l'aide d'une analyse économétrique, ces entreprises par des variables qui expliquent au mieux leurs rythmes de travail avant tout passage aux 35 heures.

Estimer l'impact des 35 heures sur les rythmes de travail

La méthode d'estimation utilisée – dite de la double différence (cf. encadré 2) – consiste, pratiquement, à empiler les données de 1995 et de 2001 et à expliquer la variable de rythme par une régression logistique dont les variables explicatives sont les suivantes :

- une indicatrice qui identifie le groupe d'appartenance du salarié : groupe de « contrôle » (*resp.* « traitement ») constitué des salariés travaillant dans des entreprises qui, en 1995, n'allaient pas (*resp.* allaient) passer aux 35 heures ou qui, en 2001, n'étaient pas (*resp.* étaient) passées aux 35 heures ;
- une indicatrice temporelle, qui vaut 1 si le salarié est observé en 2001 et 0 s'il l'est en 1995 ;

- une variable croisant les deux indicatrices, le paramètre associé à cette variable mesurant l'impact de l'ARTT sur le rythme étudié ;

- un ensemble de caractéristiques, tant du salarié que de son entreprise, permettant de contrôler au maximum l'hétérogénéité entre les groupes de « contrôle » et de « traitement » ; la liste de ces variables est donnée en annexe 2 (ce sont les variables des tableaux d'estimation des « scores »).

Il s'agit là d'une méthode paramétrique, au sens où la variable de rythme est supposée dépendre de manière linéaire des variables explicatives et où les résidus de la régression suivent une loi bien définie, en l'espèce une loi logistique. Ce sont autant de contraintes imposées aux données, contraintes qui peuvent influencer sur les résultats des estimations. Pour le vérifier, on a utilisé une méthode alternative, qui repose sur des hypothèses plus faibles que l'estimateur paramétrique, et estime des doubles différences par appariement (cf. annexe 2). Cette méthode exige, néanmoins, une mise en œuvre plus complexe et produit, comme toute méthode non paramétrique, des estimateurs moins précis. Elle a été utilisée ici comme test de robustesse des résultats obtenus par la double différence paramétrique. Ses résultats sont, très généralement, cohérents avec ceux de la régression logistique (cf. tableau C en annexe 2). Dans ces conditions, on a choisi de ne présenter que les estimations paramétriques.

Les salariés aux 35 heures ont plus souvent des rythmes cycliques ou irréguliers

Les résultats de ces estimations figurent dans les tableaux 5 et 6. Dans chacun de ces tableaux, une ligne correspond à un type de rythme de travail, décrit dans l'encadré 1. La première variable de rythme examinée oppose les salariés ayant des rythmes « cycliques » ou « irréguliers » à ceux travaillant selon une régularité hebdomadaire. Cette variable permet d'évaluer l'impact de l'ARTT sur la probabilité d'avoir un rythme de travail autre que le rythme régulier hebdomadaire de référence. Puis les rythmes ont été étudiés plus finement. On a ainsi comparé les « cycliques » aux « réguliers hebdomadaires » (ligne 2) et les « irréguliers » toujours aux « réguliers hebdomadaires » (ligne 6). À leur tour, les rythmes cycliques d'une part (lignes 3 à 5) et irréguliers d'autre part (lignes 7 à 9) ont été distingués selon leurs caractéristiques en termes de variabilité des

Encadré 2

LA MÉTHODE DE LA DOUBLE DIFFÉRENCE

On cherche à évaluer l'impact d'un dispositif ou d'une mesure de politique publique sur une variable y observée sur une population P . Si y^0 est la valeur qu'aurait prise la variable si la mesure n'avait pas été appliquée, l'impact moyen de la mesure sur la population est égal à $E[y - y^0]$. Le problème est qu'on ne peut pas l'estimer, tout simplement parce qu'on observe y et non y^0 . Dans ces conditions, il faut faire des hypothèses sur y^0 .

Supposons alors qu'on soit dans le cas de figure suivant :

- la mesure n'a touché qu'une partie T de la population, l'autre partie C n'ayant pas été concernée ;
- on dispose d'observations de la population avant (à la date $t = 0$) et après (à la date $t = 1$) l'application de la mesure, et on est capable de distinguer dans la population, aux deux dates $t = 0$ et $t = 1$, les individus concernés (c'est-à-dire faisant partie de T) et les non-concernés (faisant partie de C).

On est ainsi capable de définir et repérer 4 sous-groupes : le sous-groupe G_1 des individus de C observés en $t = 0$, le sous-groupe G_2 des individus de T observés en $t = 0$, le sous-groupe G_3 des individus de C observés en $t = 1$ et le sous-groupe G_4 des individus de T observés en $t = 1$.

Dans ce contexte, on peut poser une hypothèse sur y^0 et estimer l'impact de la mesure par la méthode dite de la différence des différences (*difference-in-differences* dans la littérature anglo-saxonne), appelée aussi double différence. L'hypothèse est la suivante : si la mesure n'avait pas été appliquée, y aurait suivi, en moyenne, la même évolution chez les individus du groupe de traitement et chez les individus du groupe de contrôle. Formellement, elle s'écrit :

$$E[y^0 | T, t = 1] - E[y^0 | T, t = 0] = E[y^0 | C, t = 1] - E[y^0 | C, t = 0] \tag{1}$$

À la date $t = 0$, $y^0 = y$, puisque l'application de la mesure est postérieure à $t = 0$. Pour tous les individus de C , $y^0 = y$, puisqu'ils ne sont pas concernés par la mesure. Par conséquent, (1) s'écrit aussi :

$$E[y^0 | T, t = 1] = E[y | T, t = 0] + E[y | C, t = 1] - E[y | C, t = 0] \tag{2}$$

Grâce à cette hypothèse d'identification, on peut maintenant estimer l'effet moyen de la mesure sur les individus « traités », c'est-à-dire la quantité $E[y - y^0 | T, t = 1]$. En effet, en insérant (2) dans $E[y - y^0 | T, t = 1]$, on obtient :

$$E[y - y^0 | T, t = 1] = (E[y | T, t = 1] - E[y | T, t = 0]) - (E[y | C, t = 1] - E[y | C, t = 0]) \tag{3}$$

Toutes les quantités du membre de droite de l'équation peuvent être empiriquement estimées. L'effet moyen sur les traités est ainsi égal à une différence de deux différences, notée Δ .

La figure ci-dessous illustre la démarche. Les niveaux (a), (b), (c) et (d) correspondent à des données observées, et le niveau (e) à l'inobservable y^0 . L'hypothèse identifiante consiste à positionner (e) de telle manière que la différence (e) - (c) soit égale à la différence (b) - (a). L'effet moyen de la mesure sur les traités est alors égal à (d) - (e).



L'hypothèse d'identification (2) risque de ne pas tenir si les groupes de traitement et de contrôle sont constitués d'individus n'ayant pas les mêmes caractéristiques. Dans ce cas, ils pourraient être touchés différemment par des éléments de contexte indépendants de la mesure, et donc évoluer différemment. Pour limiter le risque, on va écrire le modèle de la double différence sous la forme d'une régression, pour y introduire, dans un deuxième temps, de l'hétérogénéité (observée).

Le modèle de régression s'écrit de la manière suivante :

$$y_i = \mu + \mu_T \cdot \mathbb{1}(i \in T) + \mu_1 \cdot \mathbb{1}(t_i = 1) + \mu_T^P \cdot \mathbb{1}(t_i = 1) \cdot \mathbb{1}(i \in T) + \varepsilon_i \tag{4}$$

→

jours travaillés et des horaires de travail. L'estimation de l'effet de l'ARTT sur la probabilité pour un salarié d'avoir ce rythme plutôt que le rythme régulier hebdomadaire est donné dans les colonnes successives, pour différents groupes de salariés. Les estimations ont d'abord été faites sur l'ensemble des salariés (colonne « Ensemble » du tableau 5). Ces estimations permettent d'évaluer un impact moyen de l'ARTT pour l'ensemble des salariés appartenant au champ de l'étude. Cependant, les modalités d'ARTT sont susceptibles de varier d'une entreprise à l'autre, selon les caractéristiques technologiques et d'organisation prévalant avant le passage aux 35 heures, mais aussi éventuellement d'un salarié à l'autre au sein d'une même entreprise. De ce fait, l'ARTT peut conduire à une inégalité entre salariés du point de vue de l'évolution des conditions de travail (Estrade et Ulrich, 2002). Malheureusement, les effectifs dont on dispose ne permettent pas de

réaliser des estimations séparées par secteur fin d'activité ou par profession. L'analyse de l'hétérogénéité des effets de l'ARTT selon les catégories de salariés repose ainsi sur des clivages plus larges, mais potentiellement pertinents : cadres/non-cadres, industrie/services, entreprises de moins de 50 salariés/entreprises de 50 salariés ou plus. Le tableau 5 donne les estimations de l'effet de l'ARTT sur les rythmes selon ces différents clivages (par des estimations séparées, par exemple pour les cadres et pour les non-cadres, quel que soit leur secteur d'activité et la taille d'entreprise).

Le tableau 6 présente ensuite les estimations menées séparément sur les groupes de salariés correspondant à l'interaction des clivages précédents (par exemple les cadres des grandes entreprises des services). Il permet d'identifier les groupes de salariés dont l'évolution contribue le plus à expliquer les résultats du tableau 5.

Encadré 2 (suite)

On suppose pour le moment que les variables de la régression sont exogènes. On reviendra plus loin sur cette hypothèse. Le paramètre μ correspond au niveau (a) de la figure ci-dessus, le paramètre μ_T à l'écart (b) – (a), le paramètre μ_1 à la différence (c) – (a). Quant au paramètre μ_T^P , on montre qu'il est égal à :

$$\mu_T^P = (E[y|T, t=1] - E[y|C, t=1]) - (E[y|T, t=0] - E[y|C, t=0])$$

Cette quantité est précisément égale à Δ . Par conséquent, l'effet de la mesure P sur le groupe de traitement peut être estimé sans biais par les MCO sur l'équation (4).

L'hypothèse d'exogénéité des variables de (4) exige notamment que la variable 1 ($i \in T$) ne soit pas corrélée à des caractéristiques inobservées des individus, qui sont prises en compte par le résidu. En d'autres termes, les individus des deux groupes C et T doivent se ressembler. Pour limiter le risque d'une différence de structure entre les deux groupes, on introduit dans l'équation (5) des caractéristiques individuelles x exogènes susceptibles de différencier les deux groupes et supposées avoir un impact sur y :

$$y_i = \mu + \mu_T \cdot \mathbb{1}(i \in T) + \mu_1 \cdot \mathbb{1}(t_i = 1) + \mu_T^P \cdot \mathbb{1}(i \in T) \cdot \mathbb{1}(t_i = 1) + x_i \beta + \varepsilon_i$$

En tenant compte de x , l'hypothèse identifiante (2) et la double différence s'écrivent respectivement :

$$E[y^0 | x, T, t=1] = E[y | x, T, t=0] + E[y | x, C, t=1] - E[y | x, C, t=0] \quad (5)$$

et :

$$\Delta = (E[y | x, T, t=1] - E[y | x, T, t=0]) - (E[y | x, C, t=1] - E[y | x, C, t=0])$$

Jusqu'à présent, on a implicitement supposé que la variable y est continue, c'est-à-dire que (4) est un modèle linéaire. La méthode s'étend aisément au cas non linéaire où la variable y est binaire, à condition de poser comme hypothèse identifiante non plus (5) mais :

$$f^{-1}\{E[y^0 | x, T, t=1]\} = f^{-1}\{E[y | x, T, t=0]\} + f^{-1}\{E[y | x, C, t=1]\} - f^{-1}\{E[y | x, C, t=0]\}$$

où f^{-1} est l'inverse de la fonction de densité de la loi de probabilité (loi normale ou loi logistique selon que (4) est un *probit* ou un *logit*).

Globalement, du fait de l'ARTT, la proportion de salariés travaillant selon des rythmes cycliques ou irréguliers a augmenté de 4,7 points dans les entreprises passées aux 35 heures. La norme du rythme régulier hebdomadaire régresse donc d'autant. Cette progression de 4,7 points s'est manifestée par une égale augmentation des rythmes cycliques et des rythmes irréguliers. Plus précisément, la probabilité de travailler selon un rythme cyclique (*resp.* irrégulier) au détriment d'un rythme régulier hebdomadaire a crû de 3,4 points (*resp.* 3,6 points) dans les entreprises ayant appliqué un accord d'ARTT (5).

À un niveau plus fin, les rythmes irréguliers en jours d'une part, et les rythmes cycliques non alternants (fondés sur la seule variation cyclique des jours travaillés) d'autre part, captent une part importante des effets de l'ARTT. On peut penser que ces deux types de rythmes

5. Si on additionne les impacts sur les rythmes cycliques et sur les rythmes irréguliers, on obtient 7,0 %, soit un pourcentage (nettement) supérieur à 4,7 %. Cela s'explique. Les trois pourcentages ne sont pas calculés sur la même population. Par exemple, les 3,4 % (rythmes cycliques) sont obtenus en comparant les évolutions relatives des salariés ayant des rythmes cycliques et des salariés ayant un rythme régulier hebdomadaire, à l'exclusion de ceux ayant des rythmes irréguliers.

Tableau 5
Impact estimé de l'ARTT sur les rythmes de travail

En %

Rythmes (référence : régulier hebdo.)	Ensemble	Cadres	Non-cadres	Industrie	Services	Moins de 50 salariés	50 salariés et plus
Cyclique ou irrégulier	4,7***	9,2**	4,1***	6,9***	3,7***	7,9***	4,9**
Irrégulier	3,6***	8,7**	2,8**	6,4***	2,7*	4,1**	4,7***
Irrégulier en jours	2,6**	3,6**	2,5**	5,2***	1,6	2,2**	4,7**
Irrégulier en heures	1,4	7,2**	0,4	2,1	1,3	2,9	1,0
Irrégulier en jours et heures	0,6	1,6	0,5	0,6	0,7	0,1	1,7
Cyclique	3,4***	2,5	3,7***	3,8*	3,0***	7,2***	2,5
Cyclique non alternant	3,4***	1,5	3,8***	6,9***	2,3***	3,3**	5,0***
Cyclique alternant (2 x 8, 3 x 8)	- 0,5	0,4	- 0,6	- 2,5*	0,8	6,0**	- 1,8**
Cyclique alternant (4 x 8, 5 x 8)	2,0***	0,5	2,3***	4,2**	0,8**	0,9**	2,3**

Lecture : du fait de l'ARTT, les cadres des entreprises passées aux 35 heures sont 9,2 % plus nombreux qu'avant à travailler selon des rythmes cycliques ou irréguliers. Impacts estimés en %. *** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 %.

Champ : entreprises non agricoles hors État, collectivités locales et hôpitaux publics et hors services domestiques.

Sources : enquêtes complémentaires à l'enquête Emploi de 1995 et 2001 (Insee) ; Fichier de suivi des accords de RTT (Dares) ; DADS (Insee) ; BRN (Insee).

Tableau 6
Impact estimé de l'ARTT sur les rythmes de travail

En %

Rythmes (référence : régulier hebdo.)	Cadres				Non-cadres			
	Moins de 50 salariés		50 salariés et plus		Moins de 50 salariés		50 salariés et plus	
	Industrie	Services	Industrie	Services	Industrie	Services	Industrie	Services
Cyclique ou irrégulier	36,0*	- 0,3	26,1**	11,6*	14,9***	5,2**	1,3	4,5*
Irrégulier	38,1**	- 1,9	25,2**	12,2**	4,4	4,1	5,4	2,2
Irrégulier en jours	- 5,8	3,7	13,8	8,9*	2,7	2,0*	7,1*	2,7
Irrégulier en heures	34,4*	- 2,0	16,5*	7,1	2,9	3,0	0,4	- 0,7
Irrégulier en jours et heures	23,6	- 2,9	9,2	3,6	- 0,4	0,0	0,6	1,8
Cyclique	- 1,1	3,6	5,4	- 1,0	16,7***	3,1*	- 1,4	5,1***
Cyclique non alternant	- 4,0	2,3	5,1	- 0,1	8,3**	1,9	9,2*	4,8**
Cyclique alternant (2 x 8, 3 x 8)	12,1	- 5,4	0,4	0,0	9,6**	3,5	- 5,8***	0,9
Cyclique alternant (4 x 8, 5 x 8)	0,0	0,0	2,3	0,8	5,1**	0,2	4,4	1,3*

Lecture : du fait de l'ARTT, les cadres des entreprises de moins de 50 salariés de l'industrie passées aux 35 heures sont 36 % plus nombreux qu'avant à travailler selon des rythmes cycliques ou irréguliers. Impacts estimés en %. *** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 %.

Champ : entreprises non agricoles hors État, collectivités locales et hôpitaux publics et hors services domestiques.

Sources : enquêtes complémentaires à l'enquête Emploi de 1995 et 2001 (Insee) ; Fichier de suivi des accords de RTT (Dares) ; DADS (Insee) ; BRN (Insee).

recueillent les cas attendus où le passage aux 35 heures s'est manifesté par l'octroi, par exemple, d'une journée « RTT » prise toutes les deux semaines, ou prise de manière plus irrégulière, moins programmée ou prévisible. L'ARTT ne s'est cependant pas uniquement traduite par des jours supplémentaires de repos, comme en témoignent ses effets significatifs sur les rythmes cycliques combinant horaires alternants et variation régulière des jours travaillés, dont un cas typique est l'organisation en 4 ou 5 équipes (+ 2 points tous salariés et entreprises confondues). Mais les données ne se prêtent pas à une analyse plus précise en termes d'organisation du travail dans l'entreprise. On ne sait pas, en particulier, si l'irrégularité des jours travaillés renvoie à la mise en place d'un système de modulation du temps de travail. On doit donc se borner au constat des rythmes observés pour les salariés, qui sont une manifestation des modalités de mise en œuvre de l'ARTT dans l'entreprise.

L'impact de l'ARTT est variable d'un salarié à l'autre et d'une entreprise à l'autre

Les cadres des entreprises passées aux 35 heures ont plus souvent des rythmes irréguliers que les autres (8,7 points de plus). C'est aussi le cas des non-cadres, dans une proportion apparemment moindre (2,8 points). Toutefois, cet écart n'est pas statistiquement significatif pour l'ensemble des entreprises et l'ensemble des rythmes irréguliers (6) : en fait, l'impact de l'ARTT sur la fréquence des rythmes irréguliers en jours est proche pour les cadres et les non-cadres (de 3 à 4 points), mais les premiers voient aussi s'accroître la probabilité d'avoir un rythme irrégulier en heures (7 points de plus pour les cadres aux 35 heures).

Si l'on retient maintenant un clivage selon le secteur d'activité, toutes tailles d'entreprise et positions hiérarchiques confondues, l'industrie semble avoir été plus concernée que les services par la progression des rythmes irréguliers (6,4 points contre 2,7). Mais l'impact de l'ARTT n'est ici significativement plus élevé dans l'industrie que sur les rythmes irréguliers en jours.

Enfin, tous secteurs d'activité et toutes positions hiérarchiques des salariés confondues, l'ARTT a accru dans les mêmes proportions l'irrégularité du temps de travail dans les grandes entreprises et dans les plus petites.

Le tableau 6 permet d'affiner l'analyse. Il suggère d'abord que l'impact de l'ARTT sur la progression de l'irrégularité (surtout horaire) est particulièrement élevée parmi les cadres de l'industrie ou des grandes entreprises, résultat confirmé par un test statistique. Parmi les non-cadres, le tableau 6 suggère ensuite que l'impact de l'ARTT sur l'évolution des rythmes irréguliers en jours a pu être plus élevé dans l'industrie que dans les services. Mais ce résultat est moins significatif (7).

Les rythmes cycliques sont quasi inexistantes pour les cadres. Il n'est donc pas surprenant que l'ARTT n'ait un impact significatif sur la fréquence de ces rythmes que pour les autres salariés. L'impact global de l'ARTT sur les rythmes cycliques non alternants et les rythmes cycliques alternants de type 4×8 ou 5×8 (c'est-à-dire avec variation des jours travaillés) est observé dans l'industrie comme dans les services, dans les petites entreprises comme dans les grandes. Des effets divergents sont, en revanche, observés sur les rythmes aux horaires alternants sans variation des jours travaillés (par conséquent de type 2×8 ou 3×8), surtout entre petites et grandes entreprises. Ils progressent dans les petites entreprises de l'industrie, mais régressent dans les grandes entreprises de l'industrie (cf. tableau 6). C'est en fait l'ensemble des rythmes cycliques qui progresse fortement – pour les non-cadres – dans les petites entreprises de l'industrie.

Au total, les résultats précédents montrent que l'ARTT s'est accompagnée d'une régression de la norme que constitue le rythme de travail régulier fondé sur la semaine, au profit d'un allongement de l'horizon de ce rythme à plusieurs semaines, ou d'un accroissement de l'irrégularité des jours travaillés (et, pour les cadres, des heures). Ils suggèrent ainsi que la mise en œuvre des 35 heures a bel et bien affecté l'organisation du travail dans l'entreprise. Cela étant, l'évolution des rythmes de travail des salariés ne constituent qu'une mesure indirecte des changements organisationnels mis en œuvre par les entreprises pour permettre un allongement de la durée d'utilisation des équipements – dans l'industrie –, des horaires d'ouverture – dans les services –, et une plus grande réactivité des entreprises face aux chocs de demande.

6. Ce test de significativité et les suivants ne sont pas reportés dans les tableaux.

7. Au seuil de 6 %.

Afin de compléter l'analyse de l'impact de l'ARTT sur l'organisation du travail dans l'entreprise, on introduit maintenant d'autres variables qui mesurent certains aspects des conditions de travail des salariés et sont plus ou moins étroitement corrélées au rythme de travail. Ainsi, le travail en horaires « atypiques » ou « décalés » (soir, nuit, samedi, dimanche) est plus fréquent pour les salariés dont les rythmes sont irréguliers et surtout cycliques (travail en 2, 3, 4, 5 équipes ou plus), mais il peut aussi se rencontrer pour des salariés dont le rythme est régulier hebdomadaire.

Faible progression des horaires décalés, essor de la modulation

Le travail du soir et de la nuit progressent respectivement de près de 4 points et de 3 points pour l'ensemble des salariés aux 35 heures (cf. tableau 7). Les cadres comme les non-cadres sont concernés, l'industrie comme les services, les petites comme les grandes entreprises. Cependant, ce sont les non-cadres des petites entreprises de l'industrie et des grandes entreprises des services qui connaissent les évolutions les plus significatives (cf. tableau 8).

L'impact sur le travail du samedi est plus limité. Il n'est significatif que pour cette même catégorie des non-cadres des grandes entreprises des services. C'est aussi vrai du travail le dimanche, mais de façon moins nette (cf. tableau 8) (8).

Les dispositifs de modulation-annualisation du temps de travail ne sont pas une nouveauté introduite par les lois « Aubry ». Ils sont en effet déjà présents en 1995 dans certaines entreprises, il est vrai en nombre assez limité. Mais ces dispositifs ont connu un essor important à l'occasion de la négociation d'accords d'ARTT. Rappelons que la modulation du temps de travail permet aux entreprises de faire varier le temps de travail au cours de l'année en fonction de son activité, sans recourir aux heures supplémentaires ou au chômage partiel. Au cours de l'année se succèdent ainsi des périodes d'activité haute et basse, pendant lesquelles la durée travaillée s'ajuste – dans des limites fixées par la loi – de sorte que la durée travaillée est, par exemple, égale en moyenne sur l'année à la durée légale. Il s'agit donc d'un outil important de flexibilisa-

8. Dans ce qui suit, on se réfère à l'estimateur paramétrique en différences de différences. L'estimateur semi-paramétrique est ici très imprécis (cf. tableau D en annexe 2).

Tableau 7
Impact estimé de l'ARTT sur les conditions de travail

En %, ou en heures pour les durées)

	Ensemble	Cadres	Non-cadres	Industrie	Services	Moins de 50 salariés	50 salariés et plus
Horaires de travail							
Travail le soir (20 h à 0 h)	3,9***	8,6**	2,8**	6,1***	3,0**	0,9**	2,3**
Travail la nuit (0 h à 5 h)	2,8***	5,7*	2,4***	4,3**	2,0**	2,7*	2,2
Travail le samedi	1,9	5,5	1,2	0,8	2,5	- 2,7	4,9**
Travail le dimanche	2,4**	5,4*	1,7	1,7	2,4**	1,6	3,2*
Modulation/annualisation	9,2***	3,3	9,9***	9,0***	9,5***	9,8***	9,8***
Travail à temps partiel	- 2,3***	- 1,6	- 2,0**	- 2,3	- 2,4**	- 2,9**	0,0
Contrôle des horaires	2,1*	- 1,3	3,1**	2,5	1,8	6,2***	2,5
Journée de référence							
Journée travaillée	- 4,5***	- 6,5	- 4,4***	- 2,9	- 5,2***	- 3,3	- 11,7*
Durée travaillée	- 0,38***	- 0,59**	- 0,38***	- 0,34**	- 0,39***	- 0,21	- 0,32**
Durée travaillée (temps complet)	- 0,39***	- 0,69**	- 0,37***	- 0,30*	- 0,44***	- 0,20	- 0,32*
Rythmes réguliers							
Durée hebdomadaire habituelle	- 0,64***	1,08*	- 1,03***	- 0,68*	- 0,62**	- 0,58	- 1,16***
Durée hebdomadaire habituelle (temps complet)	- 0,80***	0,68	- 1,21***	- 0,90***	- 0,72***	- 0,86**	- 0,92***

Lecture : du fait de l'ARTT, la durée effectivement travaillée des salariés des entreprises passées aux 35 heures a baissé de 0,38 heure. Impacts estimés en %. *** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 %.

Champ : entreprises non agricoles hors État, collectivités locales et hôpitaux publics et hors services domestiques.

Sources : enquêtes complémentaires à l'enquête Emploi de 1995 et 2001 (Insee) ; Fichier de suivi des accords de RTT (Dares) ; DADS (Insee) ; BRN (Insee).

tion du temps de travail susceptible d'affecter les rythmes de travail. Les enquêtes sur la durée du travail permettent de repérer les dispositifs de modulation, en 1995 comme en 2001, d'après les déclarations des salariés. En revanche, on ne dispose pas d'un fichier exhaustif des accords de modulation qui permettrait, par un traitement analogue à celui des accords d'ARTT, d'évaluer leur impact sur les rythmes de travail. On traite donc ces dispositifs comme une variable expliquée.

Quelle que soit la catégorie (industrie, services, petites entreprises ou grandes entreprises), la modulation connaît une forte progression du fait de l'ARTT (environ 10 points). Le lien entre modulation et passage aux 35 heures est ainsi particulièrement robuste. Il est surtout intéressant de constater que cette organisation n'est pas concentrée sur une catégorie précise d'entreprise. Les cadres ne semblent, en revanche, pas concernés par ce type de dispositif.

L'ARTT a également eu un impact négatif sur le recours au temps partiel (2 points dans l'ensemble), particulièrement dans les petites entreprises. On retrouve ici l'idée que l'abaissement de la durée conventionnelle a incité certains sala-

riés à passer à temps complet, ou certains employeurs à moins recourir au temps partiel (Oliveira et Ulrich, 2002). L'ARTT s'est aussi traduite, notamment dans les petites entreprises et pour les non-cadres, par un accroissement des contrôles horaires.

L'impact sur la durée travaillée

La durée effectivement travaillée est, enfin, un élément important des conditions de travail. On s'attend bien sûr à ce qu'elle soit affectée par le passage aux 35 heures. Il est toutefois intéressant d'évaluer dans quelles proportions. Les données des enquêtes sur la durée du travail permettent de calculer de façon assez précise la durée travaillée au cours d'une période de référence, parce qu'on demande aux personnes interrogées de détailler leur emploi du temps au cours de cette période. On retient ici deux mesures : la durée travaillée au cours d'une journée prise au hasard (la veille de l'enquête), indépendamment du rythme de travail de la personne interrogée, et la durée mesurée au cours d'une semaine habituelle pour un salarié dont le rythme est régulier hebdomadaire.

Tableau 8
Impact estimé de l'ARTT sur les conditions de travail

En %, ou en heures pour les durées

	Cadres				Non-cadres			
	Moins de 50 salariés		50 salariés et plus		Moins de 50 salariés		50 salariés et plus	
	Industrie	Services	Industrie	Services	Industrie	Services	Industrie	Services
Horaires de travail								
Travail le soir (20h à 0h)	- 8,1	10,9	7,7	- 0,4	9,6**	0,2	0,7	5,6***
Travail la nuit (0h à 5h)	6,9	3,3	11,4	2,2	3,8	1,5	0,0	2,9**
Travail le samedi	- 7,2	6,4	- 0,9	5,4	- 1,2	- 4,6	- 0,8	9,1***
Travail le dimanche	- 14,1	7,5	3,0	4,1	1,6	1,0	1,0	3,6*
Modulation/annualisation	0,2	6,8	- 5,5	5,9	8,7***	10,7***	11,6***	10,6***
Travail à temps partiel	- 4,2	- 0,4	2,1	1,8	- 4,9**	- 3,1	- 0,6	0,3
Contrôle des horaires	6,7	2,1	- 6,7	- 0,6	12,4***	3,6	1,7	5,0*
Journée de référence								
Journée travaillée	- 3,0	- 5,8	5,1	- 14,9**	- 1,8	- 4,2	- 3,3	- 2,5
Durée travaillée	- 1,65	- 0,21	0,50	- 1,31**	- 0,13	- 0,26	- 0,34	- 0,23
Durée travaillée (temps complet)	- 1,46	- 0,10	0,61	- 1,47**	- 0,17	- 0,24	- 0,27	- 0,23
Rythmes réguliers								
Durée hebdomadaire habituelle	1,27	2,00	- 1,16	- 1,03	- 0,85	- 0,86	- 0,90	- 1,52***
Durée hebdomadaire habituelle (temps complet)	- 2,40	2,36**	- 1,89	- 0,16	- 1,42***	- 1,01**	- 0,70	- 1,29***

Lecture : du fait de l'ARTT, les non cadres des entreprises de moins de 50 salariés de l'industrie passées aux 35 heures sont 9,6 % plus nombreux qu'avant à travailler le soir. Impacts estimés en %. *** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 %.

Champ : entreprises non agricoles hors État, collectivités locales et hôpitaux publics et hors services domestiques.

Sources : enquêtes complémentaires à l'enquête Emploi de 1995 et 2001 (Insee) ; Fichier de suivi des accords de RTT (Dares) ; DADS (Insee) ; BRN (Insee).

L'estimation en différence de différences permet de calculer un impact de l'ARTT sur la durée du travail en s'affranchissant des effets liés à la conjoncture : en mars 1995 et en mars 2001, dates des deux enquêtes sur la durée du travail, on est en effet proche de deux points de retournement conjoncturels. Or, le cycle de productivité se traduit, en période de reprise de l'activité, par un accroissement des heures travaillées à emploi constant, alors que le ralentissement de l'activité induit une baisse des heures travaillées. Une comparaison des durées travaillées en 1995 et en 2001 ne serait pas ainsi un bon indicateur de la baisse de la durée du travail engendrée par l'ARTT.

La probabilité qu'un salarié ait travaillé lors de la journée de référence prise au hasard (lorsque celle-ci est comprise entre lundi et vendredi (9)) est inférieure de 4,5 points dans une entreprise aux 35 heures. En première approximation, un salarié aux 35 heures aurait donc, en moyenne sur l'année, environ 12 jours de congés de plus qu'un salarié resté à 39 heures.

La durée travaillée lors de cette journée prise au hasard (10) est inférieure de près de 0,4 heure pour ce salarié, soit plus de 20 minutes. En extrapolant cette mesure à la semaine, on estime à environ 2 heures la baisse de la durée hebdomadaire effective dans les entreprises ayant appliqué un accord d'ARTT, tous rythmes et toutes catégories confondus et y compris l'attribution de jours de congés supplémentaires. Par ailleurs, la prise en compte du temps partiel n'affecte ce chiffre que de façon négligeable.

S'agissant des seuls salariés réguliers hebdomadaires, la durée travaillée au cours d'une

9. Cette restriction est introduite pour garantir la comparabilité entre les journées de référence décrites en 1995 et en 2001.
10. Cette durée est nulle pour une journée non travaillée.

semaine de travail habituelle (hors congés) est de près de 40 minutes inférieure pour un salarié aux 35 heures, et de près de 50 minutes si l'on se restreint aux salariés à temps complet. Mais cette baisse ne concerne pas les cadres, dont on sait qu'ils ont plus souvent bénéficié de jours de congés supplémentaires que d'une baisse de la durée hebdomadaire. Si l'on restreint l'analyse aux autres salariés, l'estimation de la baisse de la durée hebdomadaire habituelle passe à 1 heure dans l'ensemble, et 1 heure et 10 minutes pour les seuls salariés à temps complet. Bien sûr, comme les jours de congés supplémentaires ne sont pas pris en compte dans cette évaluation de la baisse de la durée hebdomadaire du travail « habituelle », on ne peut en déduire un impact sur la durée annuelle. Cette durée est, en revanche, informative de l'impact de l'ARTT sur les rythmes de travail des réguliers hebdomadaires.

*
* *

Au total, l'ARTT a bien affecté les rythmes de travail des salariés, substituant pour un certain nombre d'entre eux, à une organisation fondée sur la répétition de semaines de travail identiques, de nouvelles organisations temporelles du travail qui ne se limitent pas, loin s'en faut, à l'octroi, de temps à autre, d'une « journée RTT ». Somme toute, le nombre de salariés touchés semble relativement modeste. En revanche, l'impact de l'ARTT apparaît différent selon la catégorie de salariés, la taille de leur entreprise ou leur secteur d'activité. Constaté cette diversité est une chose, l'expliquer relève d'une autre approche, sur d'autres données, qui permettraient notamment d'avoir des éléments plus complets et plus précis sur l'ensemble des conditions de travail et sur l'organisation du travail spécifique à chaque entreprise. □

BIBLIOGRAPHIE

Afsa C. et Biscourp P. (2003), « Mesurer le rythme et la durée du travail : une note méthodologique », *mimeo*, Direction des Statistiques Démographiques et Sociales, Insee.

Askénazy P. (2001), « Réduction du temps de travail et innovations organisationnelles négociées », *Revue d'Économie Politique*, vol. 111, n° 1, pp. 247-268.

Askénazy P. (2002), « Réduire le temps de travail, flexibilité et intensification », *mimeo*, Cepremap.

Askénazy P. (2003), « Dynamique de l'innovation organisationnelle lors de la réduction du temps de travail : évidences sur la France des années quatre-vingt dix », *Économie et Prévision*, n° 158, pp. 27-46.

- Askénazy P. (2004)**, *Les désordres du travail*, Éditions du Seuil, Paris.
- Biscourp P. (2004)**, « Les rythmes de travail entre 1995 et 2001 : faible progression de l'irrégularité », *Insee Première*, n° 994.
- Blundell R. et Costa Dias M. (2002)**, « Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics », Working Paper IFS.
- Blundell R., Costa Dias M., Meghir C. et Van Reenen J. (2002)**, « Evaluating the Employment Impact of Mandatory Job Search Program », Working Paper IFS.
- Boisard P. et Fermanian J.-D. (1999)**, « Les rythmes de travail hors norme », *Économie et Statistique*, n° 321-322, pp. 111-148.
- Bouffartigue P. et Bouteiller J. (2002)**, « L'érosion de la norme du temps de travail », *Travail et Emploi*, n° 92, Dares.
- Brodaty T., Crépon B. et Fougère D. (2004)**, « Les méthodes microéconomiques d'évaluation et leurs applications aux politiques actives de l'emploi », *Économie et Prévision*, à paraître.
- Bué J. et Puech I. (2003)**, « Organisation du travail : comment les salariés vivent le changement ? », *Premières Synthèses*, n° 24.1, Dares.
- Bunel M. (2004)**, « Modulation/annualisation dans le cadre des 35 heures : entreprises et salariés sous contrainte », *Travail et Emploi*, n° 98, pp. 45-58, Dares.
- Coutrot T. et Guignon N. (2002)**, « Négociation sociale et performance économique : le cas des 35 heures », *Travail et Emploi*, n° 92, pp. 95-113, Dares.
- Crépon B., Leclair M. et Roux S. (2004)**, « RTT, productivité et emploi : nouvelles estimations sur données d'entreprises », ce numéro.
- Estrade M.-A. et Méda D. (2002)**, « Principaux résultats de l'enquête RTT et modes de vie », *Document de travail de la Dares*, n° 56.
- Estrade M.-A., Méda D. et Orain R. (2001)**, « Les effets de la réduction du temps de travail sur les modes de vie : qu'en pensent les salariés un an après ? », *Premières synthèses*, n° 21.1, Dares.
- Estrade M.-A. et Ulrich V. (2002a)**, « Réduction du temps de travail et réorganisations des rythmes de travail », Données sociales, édition 2002-2003, pp. 301-308, Insee.
- Estrade M.-A. et Ulrich V. (2002b)**, « La réorganisation des temps travaillés et les 35 heures : un renforcement de la segmentation du marché du travail », *Travail et Emploi*, n° 92, pp. 71-94, Dares.
- Fiole M., Passeron V. et Roger M. (2000)**, « Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail », *Documents d'études de la Dares*, n° 35.
- Fiole M. et Roger M. (2002)**, « Les effets sur l'emploi de la loi du 11 juin 1996 sur la réduction du temps de travail », *Économie et Statistique*, n° 357-358, pp. 3-19.
- Freyssinet J. (1997)**, *Le temps de travail en miettes*, Les éditions de l'Atelier, Paris.
- Heckman J., Ichimura H. et Todd P. (1997)**, « Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Program », *Review of Economic Studies*, n° 64, pp. 605-654.
- Heckman J., Ichimura H. et Todd P. (1998)**, « Matching as an Econometric Evaluation », *Review of Economic Studies*, n° 65, pp. 261-294.
- Oliveira A. et Ulrich V. (2002)**, « L'incidence des 35 heures sur le temps partiel », *Premières Synthèses*, n° 07.1, Dares.
- Passeron V. (2002)**, « 35 heures : trois ans de mise en œuvre du dispositif Aubry I », *Premières Synthèses*, n° 06.2, Dares.
- Rosenbaum P. et Rubin D. (1983)**, « The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects », *Biometrika*, n° 70, pp. 41-55.

LES DONNÉES D'ENTREPRISES UTILISÉES POUR IDENTIFIER CELLES PASSÉES AUX 35 HEURES

Les données des enquêtes complémentaires à l'enquête *Emploi* sur la durée du travail ont été enrichies d'informations provenant de fichiers d'entreprises. Cette opération d'appariement laisse toutefois de côté environ 15 % des salariés interrogés dont on ne connaît pas le numéro d'identification de l'employeur. Trois fichiers ont été utilisés :

- le « fichier de suivi statistique des déclarations en vue du bénéfice de l'allègement de cotisations sociales dans le cadre de la réduction négociée du temps de travail », géré par la Dares ;
- le fichier des Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS), géré par l'Insee ;
- le fichier des Bénéfices Normaux Réels (BRN), géré par l'Insee.

Le fichier des accords d'ARTT

Le premier, le fichier des accords, recense, en principe, tous les établissements ayant signé un accord d'ARTT dans le cadre des lois « Aubry » et fait, auprès de l'Urssaf, une demande d'allègement de charges. Ce fichier est évidemment très précieux pour la présente analyse. Toutefois, son champ n'est pas celui de tous les établissements passés aux 35 heures. D'abord, certaines entreprises ont préféré ne pas recourir aux aides afin de ne pas être contraintes sur la création d'emplois ou d'éviter les contrôles de l'inspection du travail. En outre, le fichier – en tout cas la version de l'année 2002 sur laquelle on a travaillé – n'inclut pas les entreprises de moins de 50 salariés ayant accès aux aides par application directe d'un accord de branche ou d'une convention collective.

Le fichier des Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS)

Le deuxième fichier, les Déclarations Annuelles de Données Sociales, permet, d'une part, de récupérer un certain nombre de ces entreprises en dehors du champ du

fichier des accords ; d'autre part, de collecter des informations d'entreprises pouvant caractériser celles ayant réduit leur durée du travail. On a finalement restreint l'analyse au champ des DADS excluant les organismes de l'État, l'agriculture, la sylviculture, les services domestiques et les activités extra-territoriales. On a, en outre, éliminé les collectivités locales et les hôpitaux publics qui ne sont encore pratiquement pas concernés par la réduction du temps de travail en mars 2001. Sur ce champ, les fichiers des DADS sont en principe exhaustifs.

Pour repérer les établissements passés aux 35 heures et absents du fichier des accords, la démarche a été la suivante. Partant du principe que le passage aux 35 heures doit, lorsqu'il est effectivement mis en œuvre, se traduire par une baisse significative de la durée du travail, on a comparé pour chaque entreprise la distribution du nombre d'heures rémunérées qu'elle a déclarées pour ses salariés, en 2001 et en 1995. Plus précisément, on a retenu, comme indicateur de durée de l'établissement, la durée journalière médiane des salariés de l'établissement travaillant à temps complet.

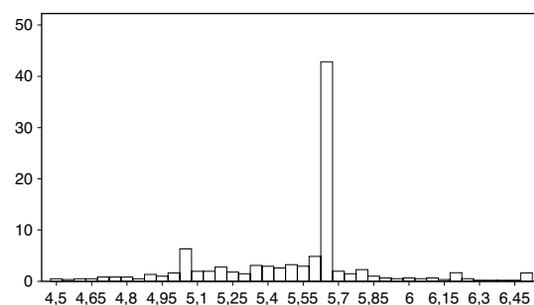
Les graphiques A et B montrent, pour les entreprises présentes dans l'enquête complémentaire de 2001, les distributions de cet indicateur en 2001 et en 1995, selon que l'entreprise est ou non passée aux 35 heures d'après les indications combinées des fichiers d'accords et des déclarations des salariés. On considèrera qu'une entreprise est passée aux 35 heures lorsqu'elle est dans l'un des deux cas de figure suivants :

- elle est présente dans le fichier des aides ;
- elle en est absente, mais sa durée journalière médiane de rémunération des temps complets issue des DADS est inférieure ou égale au mode de la distribution représentée dans le graphique A2, et supérieure ou égale au mode des distributions représentées dans le graphique B. En d'autres termes, elle pratique, en 1995, une durée du travail supérieure ou égale à 39 heures, et, en 2001, une durée du travail inférieure ou égale à 35 heures.

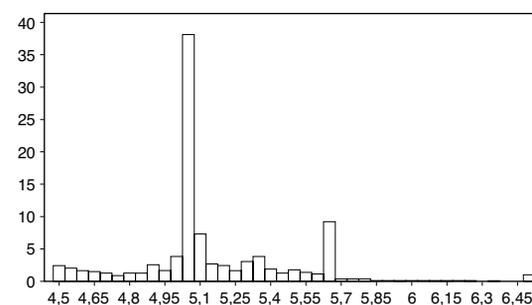
Graphique A

Répartition des durées journalières pour les salariés à temps complet (DADS, 2001)

A1 - Pas d'ARTT en 2001 (EC 2001)



A2 - ARTT en 2001 (EC 2001)



Sources : DADS, 2001 ; enquête complémentaire à l'Enquête Emploi 2001.

Pour caractériser les entreprises avec les DADS, on a utilisé deux fichiers :

- le fichier national des établissements, agrégé au niveau entreprise, qui permet de connaître :

- l'effectif total au 31 décembre de l'année ;
- sa structure par sexe et par position professionnelle (cadres, professions intermédiaires, employés et ouvriers) ;
- le domaine d'emploi (entreprise individuelle, collectivité locale, grande entreprise nationale, association, hôpital, société) ;
- le caractère marchand de l'activité ;

- les fichiers exhaustifs régionaux « salariés », agrégés au niveau « entreprise », à partir desquels on calcule :

- la structure par âge de la main-d'œuvre ;
- la proportion de salariés à temps partiel ;
- le nombre d'heures rémunérées moyen par jour ;
- le salaire horaire net moyen.

On peut penser que la durée du travail pratiquée initialement dans l'entreprise va influencer sur le coût d'opportunité de ne pas réorganiser le travail, surtout pour les grandes entreprises pour lesquelles la durée légale, seuil de déclenchement des heures supplémentaires, a été abaissée à 35 heures au 1^{er} janvier 2000. À l'inverse, un recours initial intensif au temps partiel réduit ce coût d'opportunité. Enfin, les négociations d'ARTT se présentent différemment selon la structure de l'emploi dans l'entreprise.

On conserve pour chaque entreprise la première valeur observée dans les DADS de chacune de ces variables en niveau et en évolution, entre 1995 et 2000. Pour la très grande majorité des entreprises, les conditions initiales sont données en 1995 (niveaux de 1995 et évolutions entre 1994 et 1995).

Le fichier des Bénéfices Réels Normaux (BRN)

Le troisième fichier, celui des Bénéfices Réels Normaux, complète les données fournies par les DADS, en apportant des informations comptables issues des bilans des

entreprises soumises au régime fiscal des Bénéfices Réels Normaux. On en a extrait les variables suivantes :

- ventes ;
- part des exportations dans les ventes ;
- valeur ajoutée par salarié (productivité apparente du travail) ;
- part des salaires dans la production ;
- ratio des immobilisations à la production (coefficient de capital) ;
- taux d'investissement ;
- taux d'endettement.

Ces variables sont toutes potentiellement pertinentes pour expliquer à la fois les rythmes de travail et la décision de passer à l'ARTT, dès lors que celle-ci peut être utilisée par les entreprises comme moyen d'obtenir des gains de productivité par le biais de réorganisations, ou par un allongement de la durée d'utilisation des équipements. La situation financière peut, quant à elle, être un facteur limitant influant sur la capacité de l'entreprise à supporter le coût lié au changement d'organisation.

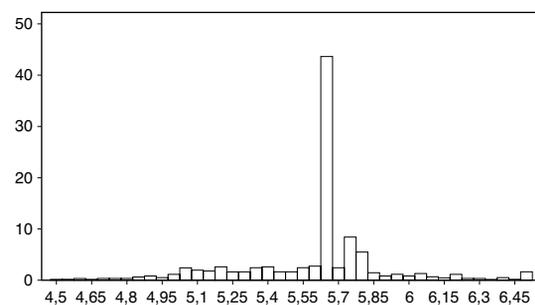
Néanmoins, le champ des BRN est loin d'être exhaustif. Les entreprises qui réalisent des bénéfices industriels et commerciaux ne sont, en effet, soumises au régime BRN qu'au-delà d'un seuil de chiffre d'affaires. Les plus petites entreprises en sont donc exclues, et l'appariement au niveau entreprise avec les enquêtes complémentaires sur la durée du travail réduit de près de moitié la taille de l'échantillon utilisable.

On peut alors :

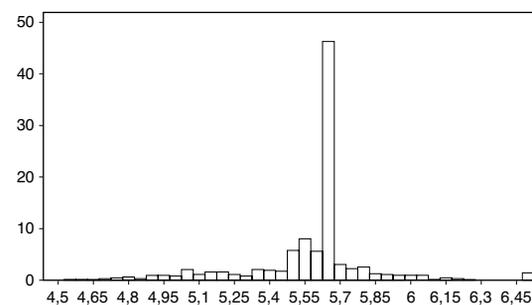
- utiliser les variables BRN au niveau entreprise, en acceptant de travailler sur un champ réduit aux plus grandes entreprises ;
- les utiliser au niveau sectoriel (ou secteur-taille), en perdant une partie de leur pouvoir explicatif, mais sans introduire de biais d'échantillon ;
- combiner les solutions précédentes, en contrôlant des moyennes sectorielles, ce qui permet de capter l'hétérogénéité intersectorielle, mais aussi en expliquant l'ARTT par une indicatrice de la présence de l'entreprise dans les BRN, qui interagit avec une indicatrice de la position

Graphique B
Répartition des durées journalières pour les salariés à temps complet (DADS, 1995)

B1 - Pas d'ARTT en 2001 (EC 2001)



B2 - ARTT en 2001 (EC 2001)



Sources : DADS, 2001 ; enquête complémentaire à l'Enquête Emploi 2001.

de l'entreprise par rapport à la moyenne sectorielle du point de vue d'une variable donnée.

On a retenu cette dernière solution pour les variables précédentes en niveau et en évolution : on explique, par exemple, le passage aux 35 heures d'une entreprise par la productivité moyenne dans la catégorie secteur-taille auquel elle appartient (NAF600*taille), par la présence de l'entreprise dans les BRN, et lorsque c'est le cas par une indicatrice de position de la productivité par rapport à la moyenne de sa catégorie (NAF600*taille). Les estima-

tions correspondantes figurent dans le tableau A de l'annexe 2.

Pour les BRN comme pour les DADS, on a utilisé des variables prédéterminées, c'est-à-dire observées avant le processus d'ARTT. En pratique, on a retenu les caractéristiques observées au début de la période, en 1995, lorsque l'entreprise était présente à cette date, sinon la première date d'observation, en contrôlant de cette date. On s'est assuré aussi que cette date était antérieure à la date d'ARTT, le cas échéant.

UNE ALTERNATIVE À LA MÉTHODE PARAMÉTRIQUE DE LA DOUBLE DIFFÉRENCE : LA MÉTHODE PAR APPARIEMENT

L'alternative au modèle de régression utilisé dans cet article, est une extension, au cas de la double différence, de la méthode d'appariement avec estimateurs à noyau (*kernel matching estimators* – voir, par exemple, Heckman, Ichimura, Todd, 1997 ; ou Brodaty, Crépon et Fougère, 2004). Cette extension a été proposée et appliquée notamment par Blundell et Costa Dias (2002) et Blundell, Costa-Dias, Meghir et Van Reenen (2002). La méthode permet, comme le modèle paramétrique, de contrôler l'estimation par des caractéristiques individuelles x , mais elle n'impose pas *a priori* de relation fonctionnelle entre y , la variable à expliquer, et les x .

L'expression de l'effet moyen de la mesure sur la population à laquelle le traitement a été appliqué est :

$$E[y - y^0 \mid x, T, t = 1]$$

s'écrit aussi, en utilisant la loi des espérances itérées :

$$E\left[(y - E[y^0 \mid x, T, t = 1]) \mid x, T, t = 1\right]$$

et qui, avec l'hypothèse identifiante (5) figurant dans l'encadré 2 sur la méthode paramétrique, devient :

$$E\left[(y - E[y \mid x, T, t = 0]) - (E[y \mid x, C, t = 1] - E[y \mid x, C, t = 0]) \mid x, T, t = 1\right] \quad (1)$$

Soit i un individu du sous-groupe G_4 (c'est-à-dire traité en $t = 1$). On cherche à lui apparier trois individus, chacun pris dans un des trois autres sous-groupes G_1 à G_3 , ayant les mêmes caractéristiques x_i . Si, dans un sous-groupe, on en trouve plusieurs, (1) suggère de faire la moyenne sur ces individus. Le risque est, en réalité, qu'on n'en trouve aucun, risque d'autant plus élevé que les caractéristiques x sont nombreuses. Il ne faut donc pas chercher à apparier sur elles.

La méthode consiste d'abord à réduire la dimensionalité de x , c'est-à-dire de remplacer l'ensemble des variables de x par un index $p(x)$ de dimension 1 – le score – qui en résume l'information, et ce grâce à une propriété théorique établie par Rosenbaum et Rubin (1983). On est alors ramené à estimer non pas $E[y \mid x = x_i, G_g]$, mais la quantité $E[y \mid p(x) = p(x_i), G_g]$, avec $g = 1, 2, 3$. Concrètement, le score est estimé par un modèle *logit* expliquant l'appartenance d'un individu quelconque de l'échantillon au groupe de traitement par ses caractéristiques x . Une fois les paramètres γ du *logit* estimés, le score d'un individu est égal à :

$$p(x) = \exp(x\hat{\gamma}) / [1 + \exp(x\hat{\gamma})]$$

Deuxième étape, pour chaque individu i du sous-groupe G_4 , on estime les trois quantités $E[y \mid p(x) = p(x_i), G_g]$, pour $g = 1, 2, 3$. Pour ce faire, on utilise des estimateurs à noyaux proposés par Heckman *et al.* (1998). Ils consistent à pondérer les observations j d'un sous-groupe G_g donné par des poids d'autant plus élevés que les scores $p(x_j)$ et $p(x_i)$ sont proches, c'est-à-dire que les individus i et j se ressemblent. Formellement, ceci donne :

$$\hat{E}[y \mid p(x) = p(x_i), G_g] = \sum_{j \in G_g} w_j^{(i)} y_j, \quad \text{pour } g = 1, 2, 3, \quad (2)$$

avec :

$$w_j^{(i)} = \frac{K_h[p(x_j) - p(x_i)]}{\sum_{j \in G_g} K_h[p(x_j) - p(x_i)]}$$

La quantité K_h est un noyau, c'est-à-dire une forme fonctionnelle qui respecte la propriété selon laquelle $K_h[p(x_j) - p(x_i)]$ est d'autant plus élevée que $|p(x_j) - p(x_i)|$ est faible. En face de chaque individu i de G_4 , on est ainsi en mesure de mettre trois quantités, qui représentent les trois « contrefactuels » de i .

En résumé, on commence par calculer le score $p(x)$ de chaque individu de l'échantillon. Dans chacun des quatre sous-groupes G_g , ce score varie entre p_g^{\min} et p_g^{\max} . On détermine ensuite le support commun du score, c'est-à-dire l'intersection des 4 plages de variation p_g^{\min}, p_g^{\max} ($g = 1$ à 4) du score. Les bornes du support commun sont donc p^{\min} et p^{\max} , avec :

$$p^{\min} = \max_{g=1,2,3,4} p_g^{\min} \quad \text{et} \quad p^{\max} = \min_{g=1,2,3,4} p_g^{\max}$$

On élimine de chaque sous-groupe les individus ne faisant pas partie du support commun, c'est-à-dire ceux dont le score est à l'extérieur de l'intervalle $[p^{\min}, p^{\max}]$. Ensuite, pour chaque individu i de G_4 appartenant au support commun, on estime les quantités (2) – les « contrefactuels » – sur les individus de chaque sous-groupe G_1 , G_2 et G_3 appartenant au support commun. Le noyau qui a été retenu pour calculer les poids $w_j^{(i)}$ est le noyau gaussien :

$$K_h(z) = \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{z}{h}\right)^2\right]$$

avec $h = \sigma n^{-0.2}$, où n est le nombre d'observations du sous-ensemble où est calculé le noyau (c'est-à-dire le nombre d'individus du groupe G_g faisant partie du support commun) et σ est l'écart-type de z estimé sur le même sous-ensemble.

La méthode employée dans cet article combine, en réalité, l'appariement sur des caractéristiques observées et l'appariement sur le seul score. Dans un premier temps, on a découpé l'échantillon en quatre classes d'effectifs comparables, en croisant un critère de taille (moins de 50 salariés/50 salariés et plus) et un critère de secteur (industrie/services). On a alors calculé le score (régression logistique expliquant le passage aux 35 heures) classe par classe. Puis, pour chaque salarié passé par l'ARTT en 2001 et appartenant à une des quatre classes, on a calculé les trois « contrefactuels » de la même classe. Par exemple, chaque salarié travaillant en 2001 dans une grande entreprise de l'industrie passée aux 35 heures a été apparié à trois « contrefactuels » pris parmi les salariés des grandes entreprises de l'industrie.

Les estimations des scores, pour chacune des quatre classes d'entreprises, figurent dans le tableau A.

Le tableau B donne le nombre d'observations écartées de l'estimation quand on se restreint au support commun. La perte est surtout sensible pour les grandes entreprises des services qui ont appliqué un accord d'ARTT (perte de plus de 600 unités sur un échantillon initial de 2 850).

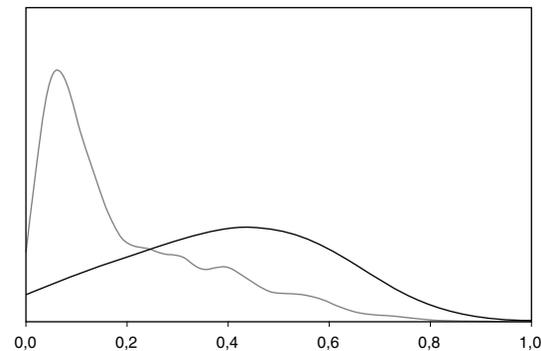
Les graphiques A et B comparent, *sur le support commun*, les distributions des probabilités de passage aux 35 heures *prédites* par la régression logistique, des entreprises passées aux 35 heures d'une part, des entreprises non passées d'autre part.

Enfin, les tableaux C et D donnent les résultats des estimations obtenues en appliquant la méthode de double différence par appariement, sur les rythmes de travail d'une part, sur quelques autres indicateurs de conditions de travail d'autre part.

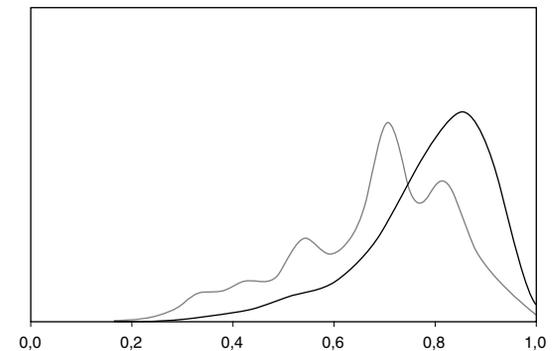
Graphique A

Distributions des probabilités d'accord d'ARTT pour les entreprises ayant conclu un accord (en foncé) et n'ayant pas conclu un accord (en clair), par classes de taille et de secteur en 1995

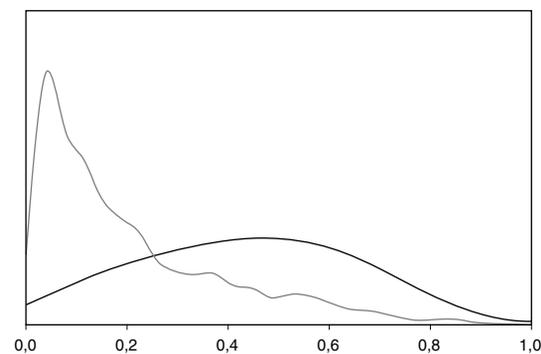
A1 - Industrie, moins de 50 salariés



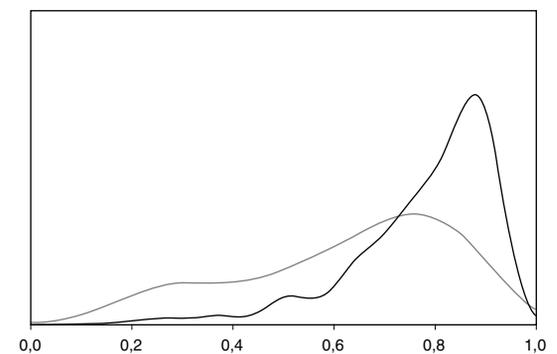
A2 - Industrie, 50 salariés et plus



A3 - Services, moins de 50 salariés



A4 - Services, 50 salariés et plus

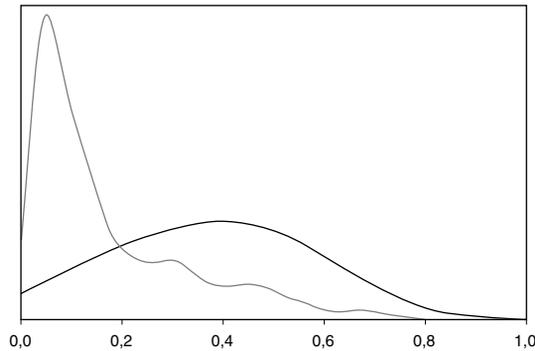


Sources : fichier de suivi des accords RTT (Dares) ; DADS (Insee) ; BRN (Insee).

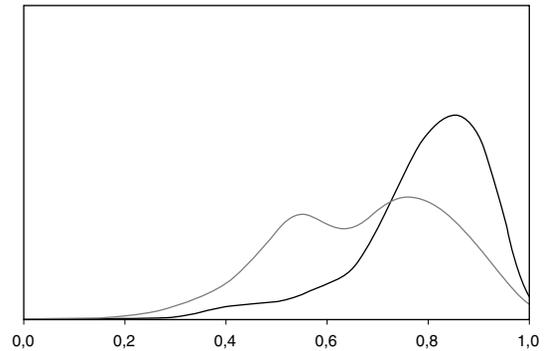
Graphique B

Distributions des probabilités d'accord d'ARTT pour les entreprises ayant conclu un accord (en foncé) et n'ayant pas conclu un accord (en clair), par classes de taille et de secteur en 2001

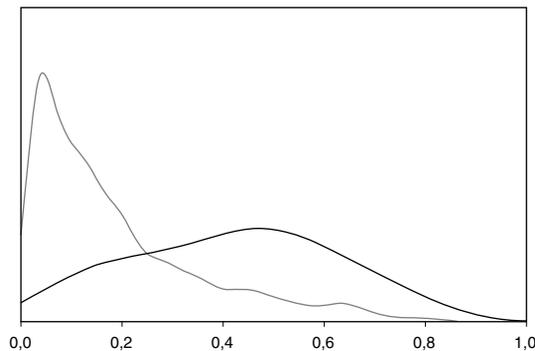
B1 - Industrie, moins de 50 salariés



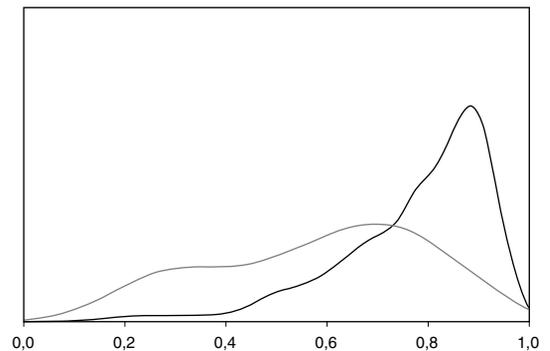
B2 - Industrie, 50 salariés et plus



B3 - Services, moins de 50 salariés



B4 - Services, 50 salariés et plus



Sources : fichier de suivi des accords RTT (Dares) ; DADS (Insee) ; BRN (Insee).

Tableau A

Estimation des scores par taille d'entreprise (moins de 50 salariés/50 salariés et plus) et secteur (industrie/services) (écarts-types entre parenthèses)

	Industrie < 50	Industrie ≥ 50	Services < 50	Services 50 ≥
Entreprise multi-établissement	0,46 (0,17)	- 0,18 (0,09)	0,06 (0,10)	0,23 (0,07)
Entreprise de moins de 5 salariés	- 0,92 (0,35)		- 1,16 (0,19)	
Entreprise de 5 à 19 salariés	- 0,56 (0,28)		- 0,58 (0,16)	
Entreprise de 20 à 49 salariés	Référence pour les entreprises de moins de 50 salariés			
Entreprise de 50 à 199 salariés		- 1,30 (0,22)		- 0,47 (0,11)
Entreprise de 200 à 499 salariés		- 0,23 (0,15)		- 0,43 (0,10)
Entreprise de 500 salariés et plus	Référence pour les entreprises de 50 salariés et plus			
Grande entreprise nationale	-	2,19 (0,87)	-	1,94 (0,29)
Association	-	-	1,30 (0,18)	1,42 (0,16)
Société	Référence			
Activité marchande	-	- 3,57 (1,64)	- 0,39 (0,16)	0,66 (0,13)

Tableau A (suite)

Estimation des scores par taille d'entreprise (moins de 50 salariés/50 salariés et plus) et secteur (industrie/services) (écarts-types entre parenthèses)

	Industrie < 50	Industrie ≥ 50	Services < 50	Services 50 ≥
Croissance de l'emploi dans l'entreprise entre 1994 et 1995	- 0,22 (0,08)	0,20 (0,11)	- 0,24 (0,06)	0,04 (0,06)
Part de femmes en 1995	0,41 (0,30)	1,42 (0,29)	0,92 (0,17)	0,26 (0,20)
Part de cadres en 1995	1,56 (0,52)	1,63 (0,54)	0,29 (0,30)	- 1,76 (0,29)
Part de professions intermédiaires en 1995	- 0,67 (0,40)	0,88 (0,40)	1,01 (0,22)	0,26 (0,24)
Part d'employés en 1995	- 0,87 (0,47)	0,63 (0,60)	- 0,36 (0,21)	- 0,47 (0,20)
Variation de la part de femmes entre 1994 et 1995	- 0,11 (0,59)	0,14 (0,92)	- 0,27 (0,29)	- 0,64 (0,52)
Variation de la part de cadres entre 1994 et 1995	- 0,82 (0,59)	2,09 (0,69)	- 0,52 (0,37)	0,07 (0,57)
Variation de la part de professions intermédiaires entre 1994 et 1995	0,54 (0,49)	- 0,69 (0,62)	- 0,44 (0,30)	0,30 (0,46)
Variation de la part d'employés entre 1994 et 1995	0,20 (0,54)	- 0,58 (0,81)	0,19 (0,29)	1,04 (0,45)
Part de salariés de moins de 30 ans en 1995	- 0,39 (0,34)	0,21 (0,48)	- 0,33 (0,21)	0,03 (0,37)
Part de salariés de plus de 45 ans en 1995	- 0,74 (0,38)	- 0,98 (0,48)	- 0,73 (0,25)	- 1,16 (0,47)
Variation de la part de salariés de moins de 30 ans entre 1994 et 1995	0,86 (0,46)	- 1,30 (0,96)	0,10 (0,28)	0,15 (0,67)
Variation de la part de salariés de plus de 45 ans entre 1994 et 1995	1,03 (0,60)	- 2,06 (1,25)	- 0,19 (0,39)	1,67 (0,76)
Part de salariés à temps partiel en 1995	- 0,78 (0,43)	- 2,09 (0,44)	- 0,08 (0,18)	- 0,75 (0,20)
Variation de la part de salariés à temps partiel entre 1994 et 1995	0,36 (0,40)	0,99 (0,45)	0,45 (0,19)	0,33 (0,24)
Indicatrice d'absence de salariés à temps complet	0,55 (0,54)	-	- 1,28 (0,25)	- 0,08 (0,65)
Logarithme du salaire net horaire moyen en 1995	0,18 (0,20)	- 0,13 (0,16)	0,07 (0,11)	0,28 (0,10)
Croissance du salaire net horaire moyen entre 1994 et 1995	- 0,07 (0,14)	0,19 (0,09)	- 0,06 (0,10)	0,18 (0,09)
Nombre moyen d'heures rémunérées par jour en 1995	0,00 (0,04)	0,00 (0,02)	0,00 (0,01)	0,02 (0,02)
Croissance du nombre moyen d'heures rémunérées par jour entre 1994 et 1995	0,09 (0,13)	0,16 (0,14)	0,20 (0,09)	- 0,11 (0,09)
Logarithme du chiffre d'affaires moyen en 1995 (NAF600*taille)	0,50 (0,13)	- 0,13 (0,06)	0,44 (0,07)	0,19 (0,03)
Productivité du travail moyenne en 1995 (NAF600*taille)	0,26 (0,26)	0,19 (0,15)	- 0,11 (0,04)	- 0,02 (0,02)
Part moyenne des exportations dans les ventes en 1995 (NAF600*taille)	- 0,50 (1,04)	- 0,32 (0,34)	- 0,96 (0,92)	- 0,74 (0,42)
Coefficient de capital moyen en 1995 (NAF600*taille)	- 0,01 (0,01)	0,17 (0,11)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Taux d'investissement moyen en 1995 (NAF600*taille)	0,35 (0,22)	- 0,24 (0,18)	- 0,01 (0,01)	0,01 (0,01)
Part moyenne des salaires dans la production en 1995 (NAF600*taille)	0,59 (0,42)	- 2,44 (0,69)	0,07 (0,04)	- 0,01 (0,01)
Taux d'endettement moyen en 1995 (NAF600*taille)	- 0,09 (0,04)	0,03 (0,05)	0,00 (0,01)	0,02 (0,01)
Croissance des ventes moyennes entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	1,00 (0,53)	0,52 (0,34)	0,27 (0,22)	- 0,09 (0,10)
Croissance de la productivité moyenne entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	- 3,84 (0,78)	- 0,31 (0,28)	- 0,11 (0,18)	- 0,02 (0,12)
Variation de la part moyenne des exportations entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	- 6,80 (4,92)	0,91 (1,07)	1,62 (1,41)	1,03 (0,78)
Variation du coefficient de capital moyen entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	0,00 (0,01)	- 0,22 (0,11)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Variation du taux d'investissement moyen entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	0,04 (0,06)	0,24 (0,18)	0,00 (0,01)	- 0,01 (0,01)

Tableau A (suite)

Estimation des scores par taille d'entreprise (moins de 50 salariés/50 salariés et plus) et secteur (industrie/services) (écarts-types entre parenthèses)

	Industrie < 50	Industrie ≥ 50	Services < 50	Services 50 ≥
Variation de la part des salaires moyenne entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	- 0,09 (0,40)	2,67 (0,94)	- 0,08 (0,04)	0,03 (0,02)
Variation du taux d'endettement moyen entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	0,05 (0,04)	- 0,02 (0,05)	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)
Logarithme du chiffre d'affaires moyen en 1995 (NAF600*taille)	0,50 (0,13)	- 0,13 (0,06)	0,44 (0,07)	0,19 (0,03)
Productivité du travail moyenne en 1995 (NAF600*taille)	0,26 (0,26)	0,19 (0,15)	- 0,11 (0,04)	- 0,02 (0,02)
Part moyenne des exportations dans les ventes en 1995 (NAF600*taille)	- 0,50 (1,04)	- 0,32 (0,34)	- 0,96 (0,92)	- 0,74 (0,42)
Coefficient de capital moyen en 1995 (NAF600*taille)	- 0,01 (0,01)	0,17 (0,11)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Taux d'investissement moyen en 1995 (NAF600*taille)	0,35 (0,22)	- 0,24 (0,18)	- 0,01 (0,01)	0,01 (0,01)
Part moyenne des salaires dans la production en 1995 (NAF600*taille)	0,59 (0,42)	- 2,44 (0,69)	0,07 (0,04)	- 0,01 (0,01)
Taux d'endettement moyen en 1995 (NAF600*taille)	- 0,09 (0,04)	0,03 (0,05)	0,00 (0,01)	0,02 (0,01)
Croissance des ventes moyennes entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	1,00 (0,53)	0,52 (0,34)	0,27 (0,22)	- 0,09 (0,10)
Croissance de la productivité moyenne entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	- 3,84 (0,78)	- 0,31 (0,28)	- 0,11 (0,18)	- 0,02 (0,12)
Variation de la part moyenne des exportations entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	- 6,80 (4,92)	0,91 (1,07)	1,62 (1,41)	1,03 (0,78)
Variation du coefficient de capital moyen entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	0,00 (0,01)	- 0,22 (0,11)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Variation du taux d'investissement moyen entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	0,04 (0,06)	0,24 (0,18)	0,00 (0,01)	- 0,01 (0,01)
Variation de la part des salaires moyenne entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	- 0,09 (0,40)	2,67 (0,94)	- 0,08 (0,04)	0,03 (0,02)
Variation du taux d'endettement moyen entre 1994 et 1995 (NAF600*taille)	0,05 (0,04)	- 0,02 (0,05)	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)
Indicatrice de présence de l'entreprise dans les BRN	0,53 (0,26)	4,73 (0,87)	0,80 (0,16)	0,27 (0,15)
Logarithme du chiffre d'affaires de l'entreprise supérieur à la moyenne (NAF600*taille) en 1995	0,27 (0,13)	- 0,03 (0,09)	0,48 (0,10)	0,46 (0,08)
Productivité du travail supérieure à la moyenne (NAF600*taille) en 1995	- 0,12 (0,11)	- 0,03 (0,08)	- 0,02 (0,09)	- 0,18 (0,08)
Part des exportations dans les ventes supérieure à la moyenne (NAF600*taille) en 1995	0,22 (0,14)	0,14 (0,08)	- 0,25 (0,13)	0,02 (0,09)
Coefficient de capital supérieur à la moyenne (NAF600*taille) en 1995	0,36 (0,12)	0,22 (0,08)	0,62 (0,10)	- 0,05 (0,08)
Taux d'investissement supérieur à la moyenne (NAF600*taille) en 1995	0,14 (0,12)	0,35 (0,08)	- 0,08 (0,10)	0,18 (0,08)
Part des salaires dans la production supérieure à la moyenne (NAF600*taille) en 1995	- 0,14 (0,11)	- 0,01 (0,08)	- 0,16 (0,09)	0,02 (0,08)
Taux d'endettement supérieur à la moyenne (NAF600*taille) en 1995	- 0,18 (0,12)	0,17 (0,08)	0,06 (0,08)	- 0,20 (0,07)
Croissance des ventes supérieure à la moyenne (NAF600*taille) entre 1994 et 1995	0,24 (0,12)	0,04 (0,09)	0,43 (0,08)	0,07 (0,07)
Croissance de la productivité supérieure à la moyenne (NAF600*taille) entre 1994 et 1995	- 0,21 (0,11)	0,12 (0,08)	- 0,07 (0,08)	- 0,31 (0,07)
Variation de la part des exportations supérieure à la moyenne (NAF600*taille) entre 1994 et 1995	- 0,03 (0,11)	- 0,04 (0,08)	- 0,09 (0,07)	0,09 (0,07)
Variation du coefficient de capital supérieure à la moyenne (NAF600*taille) entre 1994 et 1995	- 0,16 (0,10)	- 0,42 (0,08)	0,11 (0,07)	- 0,16 (0,07)
Variation du taux d'investissement supérieure à la moyenne (NAF600*taille) entre 1994 et 1995	0,25 (0,11)	- 0,16 (0,08)	0,05 (0,07)	- 0,22 (0,07)
Variation de la part des salaires supérieure à la moyenne (NAF600*taille) entre 1994 et 1995	0,22 (0,11)	0,04 (0,08)	0,08 (0,08)	- 0,05 (0,07)
Variation du taux d'endettement supérieure à la moyenne (NAF600*taille) entre 1994 et 1995	- 0,01 (0,11)	- 0,11 (0,08)	- 0,34 (0,08)	0,21 (0,07)
Industries agricoles et alimentaires	- 0,19 (0,29)	0,11 (0,19)		

Tableau A (fin)

Estimation des scores par taille d'entreprise (moins de 50 salariés/50 salariés et plus) et secteur (industrie/services) (écarts-types entre parenthèses)

	Industrie < 50	Industrie ≥ 50	Services < 50	Services 50 ≥
Habillement, cuir	- 0,32 (0,37)	- 0,66 (0,26)		
Édition, imprimerie, reproduction	- 0,07 (0,32)	0,27 (0,26)		
Pharmacie, parfumerie et entretien	- 0,56 (0,58)	- 0,95 (0,25)		
Industries des équipements du foyer	0,50 (0,32)	- 0,09 (0,21)		
Industrie automobile	0,44 (0,41)	0,06 (0,18)		
Construction navale, aéronautique et ferroviaire	0,49 (0,60)	1,45 (0,30)		
Industries des équipements mécaniques	- 0,71 (0,28)	- 0,04 (0,17)		
Industries des équipements électriques et électroniques	0,05 (0,35)	- 0,32 (0,21)		
Industries des produits minéraux	0,16 (0,34)	0,09 (0,21)		
Industrie textile	- 0,17 (0,36)	0,79 (0,25)		
Industries du bois et du papier	- 0,17 (0,32)	0,26 (0,21)		
<i>Chimie, caoutchouc, plastiques</i>	<i>Référence industrie</i>			
Métallurgie et transformation des métaux	- 0,01 (0,27)	0,60 (0,18)		
Industries des composants électriques et électroniques	0,09 (0,42)	0,06 (0,21)		
Production de combustibles et de carburants	- 1,18 (1,47)	0,23 (0,48)		
Eau, gaz, électricité	0,10 (0,91)	0,39 (0,39)		
Construction	- 0,41 (0,27)	0,00 (0,19)		
Commerce et réparation automobile			- 0,26 (0,18)	- 0,05 (0,22)
Commerce de gros			- 0,74 (0,16)	0,30 (0,15)
<i>Commerce de détail, réparations</i>			<i>Référence services</i>	
Transports			- 0,30 (0,23)	0,21 (0,17)
Activités financières			0,44 (0,26)	0,26 (0,19)
Activités immobilières			- 0,59 (0,25)	0,47 (0,26)
Postes et télécommunications			- 0,03 (0,69)	2,41 (0,63)
Conseils et assistance			- 0,22 (0,15)	0,55 (0,17)
Services opérationnels			0,05 (0,17)	0,75 (0,15)
Recherche et développement			- 0,41 (0,61)	0,47 (0,26)
Hôtels et restaurants			- 0,15 (0,19)	0,16 (0,19)
Activités récréatives, culturelles et sportives			- 0,28 (0,26)	0,65 (0,28)
Services personnels et domestiques			0,31 (0,28)	- 0,56 (0,36)
Éducation			0,67 (0,22)	1,29 (0,24)
Santé, action sociale			- 0,06 (0,18)	0,99 (0,15)
Activités associatives et extra-territoriales			- 0,60 (0,27)	- 0,13 (0,31)

Sources : fichier de suivi des accords RTT (Dares) ; DADS (Insee) ; BRN (Insee).

Tableau B
Nombre d'observations avant et après restriction au support commun

			Industrie		Services	
			Moins de 50 salariés	50 salariés et plus	Moins de 50 salariés	50 salariés et plus
Ensemble de l'échantillon						
Accord d'ARTT (mars 2001)	Oui	1995	308	2 050	633	2 850
		2001	442	2 248	922	3 388
	Non	1995	1 237	879	2 336	1 098
		2001	1 257	403	2 361	757
Support commun						
Accord d'ARTT (mars 2001)	Oui	1995	288	1 898	628	2 226
		2001	424	2 124	916	2 787
	Non	1995	1 195	838	2 233	1 091
		2001	1 161	398	2 250	751

Sources : enquêtes complémentaires à l'enquête Emploi de 1995 et 2001 (Insee) ; Fichier de suivi des accords de RTT (Dares) ; DADS (Insee) ; BRN (Insee).

Tableau C
Estimation semi-paramétrique en DDD de l'impact de l'ARTT sur les rythmes de travail

Rythmes (référence : régulier hebdo.)	Ensemble	Cadres	Non-cadres	Industrie	Services	Moins de 50 salariés	50 salariés et plus
Cyclique ou irrégulier	6,0 (2,3)	12,7 (5,9)	4,8 (2,3)	4,6 (3,2)	6,9 (2,2)	6,5 (2,5)	5,8 (2,4)
Irrégulier	4,5 (1,7)	12,3 (5,5)	2,7 (2,2)	6,2 (3,1)	3,4 (2,6)	1,3 (2,2)	5,4 (2,6)
Irrégulier en jours	4,3 (1,1)	8,2 (2,3)	3,7 (1,2)	6,2 (1,5)	3,2 (1,5)	3,0 (1,3)	4,7 (1,4)
Irrégulier en heures	2,1 (1,7)	8,9 (4,4)	0,2 (2,1)	1,9 (2,4)	2,2 (2,5)	1,7 (2,4)	2,2 (1,8)
Irrégulier en jours et heures	0,2 (1,2)	0,2 (2,3)	- 0,2 (1,9)	0,0 (1,6)	0,3 (1,5)	- 2,4 (1,6)	1,0 (1,6)
Cyclique	3,9 (1,8)	2,4 (1,6)	4,2 (2,2)	- 0,4 (3,0)	7,1 (2,2)	8,2 (1,5)	2,6 (2,1)
Cyclique non alternant	4,7 (1,2)	1,4 (1,9)	5,2 (1,1)	4,1 (1,5)	5,0 (1,4)	3,9 (1,5)	4,9 (1,1)
Cyclique alternant (2 × 8, 3 × 8)	- 1,9 (1,4)	0,1 (0,3)	- 2,0 (1,7)	- 7,8 (3,0)	2,4 (1,0)	4,1 (1,3)	- 3,6 (1,8)
Cyclique alternant (4 × 8, 5 × 8)	3,0 (1,0)	0,9 (0,5)	3,4 (1,2)	5,6 (2,0)	1,2 (1,1)	1,7 (1,1)	3,4 (1,3)

Lecture : les écarts-types figurent entre parenthèses.

Sources : enquêtes complémentaires à l'enquête Emploi de 1995 et 2001 (Insee) ; Fichier de suivi des accords de RTT (Dares) ; DADS (Insee) ; BRN (Insee).

Tableau D
Estimation semi-paramétrique en DDD de l'impact de l'ARTT sur les conditions de travail

	Ensemble	Cadres	Non-cadres	Industrie	Services	Moins de 50 salariés	50 salariés et plus
Horaires de travail							
Travail le soir (20h à 0h)	2,9 (2,4)	1,5 (5,2)	3,8 (2,0)	1,8 (3,5)	3,7 (2,5)	- 1,0 (2,6)	4,0 (2,4)
Travail la nuit (0h à 5h)	2,3 (1,5)	3,4 (2,7)	2,5 (1,8)	1,2 (2,6)	3,1 (1,7)	1,7 (1,7)	2,5 (1,8)
Travail le samedi	4,6 (2,3)	- 1,3 (5,9)	6,4 (2,1)	1,1 (3,9)	7,0 (2,7)	0,5 (2,7)	5,7 (2,5)
Travail le dimanche	1,8 (1,5)	- 2,2 (4,0)	2,9 (1,8)	2,1 (2,3)	1,6 (2,0)	- 1,3 (1,9)	2,6 (1,8)
Modulation/annualisation	11,5 (0,8)	3,1 (3,5)	12,5 (0,9)	13,9 (1,8)	9,9 (1,0)	10,0 (1,3)	11,9 (1,3)
Contrôle des horaires	7,1 (2,2)	4,4 (4,7)	7,8 (2,3)	6,0 (3,1)	7,9 (3,2)	8,4 (2,5)	6,7 (2,5)
Heures supplémentaires (12 derniers mois)	2,9 (2,1)	3,8 (6,6)	3,1 (1,8)	0,8 (2,8)	4,6 (3,0)	1,6 (2,8)	3,3 (2,8)
Travail à temps partiel	- 0,2 (1,2)	- 2,2 (3,6)	- 0,1 (1,4)	- 2,0 (1,5)	1,0 (2,3)	- 2,6 (2,4)	0,4 (1,6)
Journée de référence							
Durée travaillée	- 0,28 (0,2)	- 0,48 (0,5)	- 0,28 (0,2)	- 0,35 (0,3)	- 0,22 (0,2)	- 0,55 (0,2)	- 0,21 (0,2)
Rythmes réguliers							
Durée hebdomadaire habituelle	- 0,82 (0,3)	0,53 (0,8)	- 0,94 (0,3)	- 0,72 (0,4)	- 0,91 (0,4)	- 1,52 (0,4)	- 0,62 (0,3)

Lecture : les écarts-types figurent entre parenthèses.

Sources : enquêtes complémentaires à l'enquête Emploi de 1995 et 2001 (Insee) ; Fichier de suivi des accords de RTT (Dares) ; DADS (Insee) ; BRN (Insee).

Effets de l'ARTT sur l'emploi et les conditions de vie et de travail : nouveaux matériaux et nouvelles méthodes

Cette livraison d'*Économie et Statistique* apporte de nouveaux éclairages sur les déterminants de l'enrichissement de la croissance en emploi et sur les différents effets du processus d'aménagement et de réduction du temps de travail (ARTT) intervenus au cours des années 1990. Ces deux questions sont liées mais distinctes. Liées, parce que l'objectif principal des politiques de réduction du temps de travail (RTT) était de faire baisser le chômage à croissance donnée. Distinctes parce que l'enrichissement de la croissance en emploi a aussi tenu aux politiques d'allègement du coût du travail, notamment des moins qualifiés, et de développement du temps partiel, et parce que les effets de l'aménagement et de la réduction du temps de travail ont aussi concerné la compétitivité des entreprises, les conditions de vie et de travail des salariés, et la négociation collective.

L'emploi était devenu le principal objectif de la réduction du temps de travail

Avant de discuter l'apport des articles du présent numéro sur les déterminants de l'enrichissement de la croissance en emploi et sur les effets de l'ARTT, on reviendra sur l'histoire de la réduction du temps de travail pour souligner l'originalité des politiques des années 1990, renvoyant pour plus de détail à Freyssinet (1997) et au rapport CGP (2001). Processus séculaire, en France comme dans le monde, la réduction du temps de travail a souvent changé tant d'objectifs que d'instruments.

- Elle a traduit dès l'origine le souci de protéger la santé des salariés. Tel est l'objet des durées maximales du travail existant dans de nombreux pays. Dans l'Union européenne, la directive de 1993 y ajoute une notion de temps minimal de repos. Elle autorise toutefois le Royaume-Uni à bénéficier d'une dérogation provisoire à la durée maximale de 48 heures, en moyenne par semaine sur un cycle.
- Elle peut aussi être l'une des formes de partage des gains de productivité. Tel était l'objet des négociations prévues par le protocole de Grenelle en 1968. Entre 1945 et 1965, la durée effective hebdomadaire a été de 46 heures, soit six heures supplémentaires en moyenne au-delà de la durée légale du travail (notion spécifiquement

française résultant de la loi de 1936 et du décret de 1938). Au tournant des années 1970, les négociations de branche et d'entreprise ont conduit à la baisse des heures supplémentaires sans réduction de salaire.

- Elle peut avoir pour objet principal la création d'emploi. Cet objectif s'est progressivement affirmé depuis 1974 avec la montée du chômage. L'article de Charpin et Mairesse (1978) a permis d'écarter la conception naïve du « partage du travail », en montrant qu'en économie ouverte une réduction du temps de travail efficace en termes d'emploi devait être financée par des gains de productivité horaire du travail, un accroissement de la durée d'utilisation des équipements et la modération salariale. L'ordonnance de 1982, avec le passage à 39 heures de la durée légale, créera un contingent annuel maximal d'heures supplémentaires, autre spécificité française, et ouvrira pour la première fois la possibilité d'accords dérogatoires. Puis le processus butera sur la question de la compensation salariale.

- La réduction du temps de travail peut être liée à l'aménagement du temps de travail (modulation du temps de travail augmentant la productivité, accroissement de la durée d'utilisation des équipements ou d'ouverture des services). C'est sur l'arbitrage entre aménagement et réduction du temps de travail, qu'échoueront les négociations interprofessionnelles de 1978, 1980 et 1984, et qu'aboutiront, en revanche, celle de 1995 et de rares négociations d'entreprise.

- La difficile négociation des contreparties dans les entreprises est facilitée quand des aides publiques internalisent l'effet macroéconomique des créations d'emploi sur les finances publiques et sociales (baisse des allocations chômage, hausse des impôts et cotisations sociales). La loi « Robien » de 1996 vise la négociation de fortes réductions du temps de travail avec des aides incitatives, conditionnées à la création ou au maintien des emplois, d'un montant dépassant significativement le retour sur les finances publiques et sociales. Les lois « Aubry » de 1998 et 2000 ramènent le calibrage de ces aides au niveau d'une aide dite structurelle et inscrivent les négociations de branche et d'entreprise dans la perspective d'une baisse de la durée légale début 2000 pour les entreprises de plus de 20 salariés, début 2002 pour les autres.

Les travaux de simulation *ex ante* des effets de la RTT sur l'emploi relèvent de deux approches. La première approche, les simulations à partir des modèles macrokeynésiens, faisait référence : la RTT engendre un effet de partage à court terme, réduit à moyen terme par les effets d'offre (impact de la compétitivité prix sur le commerce extérieur, impact des profits sur l'investissement). Une seconde approche s'est plus récemment développée en contrepoint, avec des maquettes microéconomiques (Cahuc et Granier, 1997) qui endogénéisent la négociation collective (négociation des salaires, de la durée du travail, voire de l'emploi) dont les résultats sont plus pessimistes, car elles privilégient le long terme dans lequel l'offre de travail serait rationnée par la RTT. Ce numéro d'*Économie et Statistique* apporte de nouveaux matériaux sur les effets *ex post*.

Sur données macroéconomiques, la RTT explique une part de l'enrichissement de la croissance en emploi

Si l'enrichissement de la croissance en emplois a souvent une connotation positive (plus d'emplois), le ralentissement de la productivité par tête a une connotation négative (moins

de richesse) : il s'agit pourtant des deux faces d'un même phénomène. Avec des taux de croissance comparables, les deux dernières périodes de reprise économique 1987-1991 et 1997-2001 (respectivement 3,0 % et 3,3 % en moyenne annuelle) ont connu une croissance très différente de l'emploi du secteur marchand non agricole avec 770 000 emplois nets dans la première période et 1 840 000 dans la seconde. L'article de Pierre-Olivier Beffy et Nathalie Fourcade porte sur les déterminants *ex post* de ce ralentissement de la croissance de la productivité du travail par tête du secteur marchand non agricole passée de 2,2 % par an sur la période 1982-1992 à 0,9 % sur la période 1993-2002. Cette rupture très importante concerne les services et non l'industrie manufacturière, en première analyse du moins, car il faut tenir compte de l'intérim. Elle se traduit par une rupture exogène dans les équations d'emploi des modèles macroéconomiques, ce qui n'est guère satisfaisant pour l'esprit et pose un problème en prévision.

Les auteurs, pour leur part, modélisent la demande de travail des entreprises en l'expliquant par deux facteurs relatifs au coût du travail (le coût moyen et le coût relatif du travail peu qualifié) et par deux facteurs relatifs au temps de travail (la durée de travail à temps complet et la part du temps partiel). Ces différentes variables influencent significativement l'emploi. L'élasticité du coût moyen du travail est de 0,2, celle du coût relatif du travail peu qualifié de 0,4. Cet écart justifie la concentration des exonérations de cotisations employeurs autour du Smic. Un point de RTT entraîne, toutes choses égales par ailleurs, 0,7 point de créations d'emploi : ce résultat est cohérent avec l'ordre de grandeur retenu pour les simulations *ex ante*. Une rupture tendancielle de la productivité subsiste, à hauteur de 0,4 point (1). Ces résultats rejoignent d'autres travaux macroéconomiques référencés dans ce numéro comme ceux d'Artus (2002), Baron *et al.* (2003) et Husson (2002). Les politiques de l'emploi sont effectivement parvenues à enrichir la croissance en emploi dans les années 1990, pour partie par la réduction de la durée du travail, pour partie par la baisse des cotisations employeurs sur les bas et moyens salaires, avec un effet propre à la RTT de l'ordre de 400 000 à 500 000 emplois créés.

Cet article souligne cependant la difficulté de l'estimation du poids respectif des deux facteurs, d'autant plus grande que l'effet de l'abaissement du coût du travail pourrait, par ailleurs, être plus lent que celui de la RTT (mise en œuvre des accords avec la réalisation des embauches et des réorganisations). Les auteurs de l'article notent que leur estimation s'arrêtant fin 2000, pour des raisons de disponibilité des données, n'englobe pas la dernière génération d'entreprises « Aubry 2 » pour lesquelles la RTT a sans doute été plus problématique que pour les premières générations d'entreprises ayant réduit le temps de travail. En outre, distinguer ce qui revient aux différentes politiques s'avère délicat. Ainsi, pour analyser l'impact de la loi « Aubry 2 », il faudrait intégrer l'effet sur le coût du travail peu qualifié et l'emploi de la hausse du Smic horaire qu'elle induisait et qui a été mise en place par la loi « Fillon » de 2003 avec la convergence progressive des garanties mensuelles minimales (GMM) qui prendra fin au 1^{er} juillet 2005 (2). En sens inverse, il faudrait tenir compte du fait que les importantes exonérations de cotisations employeurs de l'aide structurelle « Aubry 2 » étaient *ex ante* financées par l'effet de la RTT en termes de créations d'emplois et d'amélioration des finances publiques et sociales.

1. Il faudrait sans doute pour la réduire faire appel en complément à d'autres déterminants de la productivité, comme la diffusion des technologies de l'information et de la communication ou encore à des effets de compositions sectoriels de l'emploi.

2. Le rapport CGP (2001) indiquait à cet égard que l'harmonisation des garanties mensuelles minimales serait rapidement indispensable pour satisfaire le principe « à travail égal, salaire égal » et accroîtrait le coût du travail avec un effet de moyen terme négatif sur l'emploi, à moins qu'elle ne s'accompagne de nouvelles exonérations de cotisations patronales, non prévues initialement.

Différentes approches sur données individuelles confrontées aux biais de sélection

L'article d'Alain Gubian, Stéphane Jugnot, Frédéric Lerais et Vladimir Passeron, fournit une synthèse des évaluations *expost* de la Dares sur données individuelles sur les effets de la RTT au moyen d'une méthode originale. Le processus de RTT a été amorcé en 1996 avec la loi « Robien » et devait en principe s'achever en 2005 (3). Le comportement des différentes générations d'entreprises, selon le moment et les modalités de la réduction du temps de travail, peut être observé en regard de celles n'ayant pas encore réduit le temps de travail. À cette fin, l'enquête *Acemo*, qui renseigne sur la durée collective affichée, l'emploi et les salaires mensuels, a été appariée avec les sources administratives sur les conventions d'aide et demandes d'exonérations.

L'emploi augmente sensiblement plus vite, et se maintient à moyen terme à un niveau plus élevé, dans les entreprises qui ont réduit le temps de travail. On ne peut cependant s'en tenir à une comparaison directe, du fait du biais de sélection des entreprises affectant les premières qui ont réduit le temps de travail : elles se distinguent en effet par une situation financière plus favorable, une tendance de l'emploi plus dynamique, une facilité plus grande à négocier des contreparties, etc. Pour comparer les entreprises passées à 35 heures et celles n'ayant pas réduit le temps de travail, la Dares prend en compte les écarts de structure par taille et secteur d'activité, et l'écart de tendance antérieure de l'emploi plus favorable dans les premières entreprises ayant réduit le temps de travail. Les ordres de grandeur obtenus alors sont connus : une réduction moyenne de la durée du travail d'environ trois heures, un effet net de 350 000 emplois créés de mi-1996 à mi-2002 par la RTT, des gains de productivité à hauteur de 40 % de la RTT, une modération salariale en niveau de l'ordre de 0,7 point sur le salaire de base, à laquelle s'ajoute la réduction du nombre d'heures supplémentaires.

Cette méthode d'évaluation comporte toutefois plusieurs limites :

- on n'est jamais sûr d'avoir repéré toutes les variables influençant le choix des premières entreprises passées à la RTT, même si des contrôles additifs opérés par les auteurs n'affectent guère les résultats ;
- on a besoin, comme échantillon de référence, des entreprises restées à 39 heures, ce qui devient plus difficile à mesure que le processus de RTT se diffuse. Par ailleurs, les entreprises restées à 39 heures sont progressivement affectées, à partir de 2000, par la hausse du Smic engendrée par la compensation instantanée du taux de salaire horaire lors des accords de RTT ;
- il est difficile d'étendre les résultats aux générations passées ultérieurement à la RTT ou susceptibles d'y passer ;
- l'évolution de l'emploi et celle de la modération salariale ne sont observées qu'à court terme, ce qui interdit de conclure quant à leur pérennité à moyen terme ;
- l'observation ne porte que sur le secteur privé. L'impact de la RTT sur l'emploi dans les trois Fonctions publiques (environ un quart de l'emploi salarié) et sur l'équilibre financier des administrations doit être pris en compte pour son effet direct et à moyen terme sur le bouclage macrofinancier ;

3. À cette date jouerait le plein effet du contingent maximal d'heures supplémentaires sur les très petites entreprises de moins de 20 salariés et la convergence des garanties mensuelles minimales serait réalisée.

- l'observation des écarts entre générations d'entreprises devrait être étendue à d'autres variables relatives à la production et la productivité des facteurs.

L'article de Bruno Crépon, Marie Leclair et Sébastien Roux répond à cette dernière critique, également à partir de données individuelles d'entreprises. Les auteurs soulignent les trois biais auxquels se trouve toujours confrontée l'analyse d'une politique incitative et qu'il est impossible d'éliminer totalement :

- les écarts peuvent tenir à l'action de variables non observées et dont rien ne retrace l'influence ;
- les écarts peuvent tenir à une capacité singulière de s'adapter au choix proposé qui rend impossible une extrapolation aux autres entreprises ;
- la comparaison avec le groupe de contrôle suppose qu'il ne soit pas affecté par le processus. Or les entreprises restées à 39 heures ont été touchées notamment par la revalorisation du Smic entraînant un biais appelé effet de bouclage.

Sur la base d'une méthodologie voisine de celle de l'article précédent, on aboutit pour les entreprises « Aubry 1 offensives » à 10 % d'emplois en plus que celles restées à 39 heures, pour les « Aubry 2 précurseurs (4) » à 4 % et pour les entreprises ayant bénéficié des aides « Aubry 2 » en 2000 à 5 %. Des écarts positifs sur la valeur ajoutée, négatifs sur la productivité du travail et positifs sur celle du capital, et négatifs sur le coût salarial et sur sa différence avec la productivité globale des facteurs (PGF) sont aussi observés. La position concurrentielle des entreprises passées à 35 heures s'est ainsi améliorée par rapport à celles qui sont restées à 39 heures.

Pour l'estimation économétrique, dans le cas de la productivité globale des facteurs (y compris dans cet article un terme lié à la productivité marginale de l'heure de travail), les instruments retenus sont les aides « Aubry 2 » (vu la décroissance rapide dans le temps des aides « Aubry 1 »), la part des accords « Robien » dans la branche, et le taux d'endettement. Dans le cas de l'emploi, on ne peut plus retenir le montant des aides qui est lié au coût salarial et à l'emploi. Le processus de RTT aurait, dans ces conditions, fait progresser plus rapidement le coût salarial et légèrement moins rapidement l'emploi dans les entreprises restées à 39 heures et s'avérerait en définitive, pour les auteurs, plus proche d'un scénario classique d'offre que d'un scénario de partage du travail sous contrainte de demande.

Le risque d'une simplification excessive du choix des entreprises

Cet article de Crépon *et al.* se fixe un objectif principalement méthodologique. Les auteurs explicitent les limites de leurs estimations ainsi que celles de la plupart des autres travaux disponibles.

L'une des limites de leur modélisation est sans doute particulièrement dommageable : le choix de l'entreprise est supposé binaire, de façon très restrictive (s'inscrire dans le dispositif « Aubry 1 » aidé avant 2000 ou bien rester à 39 heures au-delà de 2000). Loin de porter sur un choix binaire, réduire ou non la durée effective du travail, le choix des

4. Entreprises passées en 1998-1999 à 35 heures comme les entreprises « Aubry 1 », mais sans aide incitative et avec une RTT inférieure à 10 % par requalification des pauses rémunérées et congés supplémentaires dans la durée annuelle effective du travail.

entreprises portait sur l'ampleur, les contreparties et le moment de cette réduction. Borner leur choix à deux modalités représente une simplification considérable.

Ainsi, pour les entreprises de plus de 20 salariés ayant en 1997 une durée collective de 39 heures, plusieurs stratégies étaient possibles (CGP, 2001) :

- réduire rapidement leur temps de travail en bénéficiant d'aides d'un montant supérieur à l'aide structurelle (27 % des salariés de ces entreprises fin 2000) ;
- préférer la requalification de la durée effective hebdomadaire (exclusion des pauses rémunérées dans l'automobile) ou annuelle (exclusion des jours de congés supplémentaires dans la banque) aux contraintes sur l'ampleur de la RTT et des créations d'emploi de l'aide incitative, sans attendre l'aide structurelle en 2000 (10 % des salariés de ces entreprises) ;
- attendre, pour négocier, que les négociations de branche aient précisé les contours de la durée annuelle effective ou les règles relatives aux cadres au forfait en jours (23 % des salariés de ces entreprises étaient fin 2000 couverts par un accord « Aubry 2 ») ;
- mettre l'accent sur d'autres variables à discuter avec leurs interlocuteurs syndicaux comme l'allongement de la durée des temps partiels contraints (grande distribution, nettoyage industriel, etc.).

Le choix entre ces différentes stratégies ne dépendait pas que du seul calcul économique (aides, aménagement du temps, durée effective, modération salariale, réorganisation), mais aussi des conditions de négociation sociale (préférence relative des syndicats ou des salariés concernés pour l'emploi ou pour d'autres variables). Il était, du point de vue juridique, possible d'attendre (34 % des salariés de ces entreprises fin 2000). Cela ne l'était pas toujours, du point de vue social, dans les grandes et moyennes entreprises dotées d'une représentation syndicale.

En revanche, la plupart des entreprises avaient une obligation de réduire le temps de travail d'ici fin 2002 (pour les entreprises de 20 salariés et moins fin 2004) du fait de la baisse progressive de la durée légale et du contingent annuel maximal de 130 heures supplémentaires annuelles (soit 3 par semaine en moyenne). Il fallait donc à cette date, à législation constante, être passé à 35 heures avec l'aide structurelle ou à 38 heures en moyenne sur l'année sans aide (5). Mi-2002, la diffusion du processus était inachevée, une moitié des entreprises entre 20 et 50 salariés et une grande majorité des entreprises de moins de 20 salariés n'avaient pas réduit la durée du travail.

Effet sur l'emploi à moyen et long terme : le débat reste ouvert

S'appuyant lui aussi sur des données individuelles d'entreprise (6), Matthieu Bunel compare « deux » autres populations d'entreprises : celles qui ont bénéficié d'aides incitatives (lois « Robien » ou « Aubry 1 ») et celles qui entrent dans le cadre de la loi « Aubry 2 » (précurseurs ou non) et ont réduit le temps de travail avec les seules aides structurelles. Le choix dans ce cas ne porte pas sur le principe de la RTT, mais sur ses

5. À moins qu'intervienne un changement législatif, ce qui est finalement advenu avec la loi « Fillon » de janvier 2003 déconnectant les aides du passage aux 35 heures.

6. Enquête Passages de la Dares auprès d'un échantillon de 1 000 chefs d'entreprise, représentatif par la taille, le secteur d'activité et la région, mais surpondérant les entreprises ayant choisi un dispositif incitatif.

modalités et son calendrier. Au dire des chefs d'entreprise interrogés, les effectifs des premières ont augmenté de 10 % et ceux des secondes de 4 %. Un modèle causal traditionnel ne peut être employé, puisqu'il suppose la comparaison d'un groupe de bénéficiaires et d'un groupe-témoin de non-bénéficiaires de caractéristiques comparables. Un modèle de sélection endogène est utilisé pour distinguer au sein de l'écart la part qui revient aux caractéristiques de la RTT (ampleur, variation du mode de calcul de la durée effective, évolution du coût du travail et de la productivité du travail, conditions de la négociation), au choix de bénéficier des aides, et à un effet d'aubaine pour les établissements les plus dynamiques. La moitié de l'écart observé sur les créations d'emplois est expliquée par les effets de sélection, l'autre moitié par les variables usuelles de modélisation des modalités de mise en œuvre de la RTT. Cette modélisation et les effets sur l'emploi qu'elle met en évidence sont ainsi confortés.

Si de nouveaux éclairages sont apportés par ce numéro d'*Économie et Statistique*, le débat reste ouvert sur les effets à court, moyen et long terme sur l'emploi du processus de RTT des années 1996-2002. L'enrichissement de la croissance en emploi ne provient pas du seul abaissement du coût du travail, mais aussi des effets à court terme de la RTT, qu'indiquent la modélisation macroéconomique aussi bien que les travaux de la Dares. Les effets à moyen terme sont plus faibles, puisqu'il faut diminuer l'effet de court terme de l'impact de la hausse induite de 15 % du Smic horaire d'ici 2005 (7) et parce qu'il est possible que les créations d'emplois soient suivies d'efforts de productivité additionnels. Le contexte a changé depuis juin 2002 avec l'extension des exonérations aux entreprises n'ayant pas réduit le temps de travail, la remontée du contingent d'heures supplémentaires de 130 à 220 heures, l'arrêt consécutif du processus de RTT, et la réduction progressive des exonérations sur les moyens salaires (de 1,8 à 1,6 Smic). Le contenu en emploi de la période de reprise prochainement attendue fournira un nouvel éclairage sur les impacts respectifs de la RTT et du coût du travail sur l'emploi. Sur le long terme, une durée du travail plus courte réduit la croissance potentielle, mais on peut imaginer que lorsque le chômage baissera et qu'augmenteront les difficultés de recrutement, on observera, comme dans les années 1950 et 1960, une croissance des heures supplémentaires et de l'offre de travail. Enfin, les comparaisons sur la croissance, l'emploi et la durée du travail devront être approfondies : avec le Royaume-Uni où la durée du travail reste élevée, l'Allemagne où elle a baissé par la négociation collective et remonte actuellement, et les pays scandinaves où les syndicats n'ont pas souhaité la réduction du temps de travail pour éviter les contreparties sur la modulation du temps de travail et la modération salariale.

Un accroissement des inégalités en matière de conditions de travail

L'article de Cédric Afsa et Pierre Biscourp porte sur l'évolution des rythmes de travail des salariés à partir des enquêtes complémentaires aux *Enquêtes Emploi* de mars 1995 et de mars 2001. C'est au cours de cette période que l'ARTT a été pour sa plus grande part mise en œuvre. Son impact est appréhendé par une comparaison avec la situation des entreprises n'ayant pas réduit le temps de travail. Le pourcentage de salariés soumis à des cycles horaires et de ceux soumis à des horaires irréguliers ont légèrement crû avec

7. Des allègements supplémentaires de cotisations employeurs auraient été nécessaires en compensation, mais n'avaient pas été prévus.

la RTT, et le recours au temps partiel a baissé. Des écarts apparaissent entre les cadres et les non-cadres, l'industrie et les services, les petites entreprises de moins de 50 salariés et les autres.

L'article de Philippe Askenazy, Catherine Bloch-London et Dominique Méda insiste sur l'articulation originale entre loi et négociations de branche et d'entreprise, l'importance de ces dernières, les variables en négociation et le jeu des différents acteurs patronaux et syndicaux. Le bilan global du processus d'ARTT apparaît alors peu tranché, même à court terme, les auteurs montrant que le succès obtenu à court terme en matière d'emploi a eu pour contrepartie un accroissement des inégalités en matière de conditions de travail. Si une majorité de salariés se déclarent satisfaits de l'impact sur les conditions de vie (59 % en amélioration, 13 % en dégradation), leur opinion sur les conséquences en matière de conditions de travail est nettement moins favorable (26 % en amélioration, 28 % en dégradation). La satisfaction est plus forte pour les cadres que pour les ouvriers et elle s'élève avec le niveau de diplôme, la qualification et le revenu mensuel.

Elle est aussi d'autant plus forte que le salarié a de la visibilité et de la maîtrise sur ses horaires et plus faible que la modulation du temps de travail est contrainte et peu prévisible, comme le rappelle l'article de Gilbert Cette, Nicolas Dromel et Dominique Méda prolongeant les exploitations antérieures de l'enquête *RTT et Modes de vie* réalisée fin 2000 et début 2001 auprès de salariés ayant connu la RTT depuis un an au moins. Les estimations logistiques soulignent, toutes choses égales par ailleurs, la satisfaction des femmes ayant un enfant à charge de moins de 12 ans, mettant d'autant en relief la question de l'articulation des temps sociaux.

Les auteurs soulignent que la satisfaction est plus forte pour les accords incitatifs, dont on sait qu'ils ont impliqué une réduction du temps de travail significativement plus importante que les accords « Aubry 2 », les plus nombreux, pour lesquels il était possible de remettre à plat la durée annuelle effective.

Enfin, 12 % des salariés concernés ont connu une baisse de rémunération et 56 % un gel ou une modération. On souhaiterait en savoir plus sur le lien entre la satisfaction des salariés vis-à-vis de la RTT et le niveau et l'évolution de leurs rémunérations. Cette question est l'une des motivations de la remontée récente du contingent annuel d'heures supplémentaires et de certains aménagements de la législation (durée et conditions de liquidation du compte épargne temps, possibilité d'accord individuel pour un nombre d'heures supplémentaires dépassant le contingent).

Henri Rouilleault

Administrateur de l'Insee,
ancien président de la commission
du Commissariat Général du Plan,
*Réduction du temps de travail,
les enseignements de l'observation*

BIBLIOGRAPHIE

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

Baron H., Befy P.-O., Fourcade N. et Mahieu R. (2003), « Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990 », *document de travail*, Insee, n° G2003/04.

Cahuc P. et Granier P. éds (1997), *La réduction de la durée du travail : une solution pour l'emploi ?*, Éditions Économica.

Charpin J.-M. et Mairesse J. (1978), « Réduction de la durée du travail et chômage. Éléments de réflexion en forme de modèle », *Revue économique*, numéro spécial *Emploi et Chômage*, avant-propos de J. Mairesse, vol. 29, n° 1, pp. 189-206.

Commissariat général du Plan (2001), *Réduction du temps de travail : les enseignements de l'observation*, La documentation Française.

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

Freyssinet J. (1997), « La loi Robien : rupture qualitative ou aubaine éphémère ? », *La Revue de l'Ires*, n° 23, pp. 5-35.
