

Aides incitatives et déterminants des embauches des établissements passés aux 35 heures

Matthieu Bunel*

Parmi les établissements passés aux 35 heures fin 2000, deux catégories peuvent être identifiées : les établissements ayant signé une convention « Robien » ou « Aubry 1 » et ayant bénéficié des aides incitatives et ceux passés aux 35 heures sans obtenir ces aides mais ayant bénéficié des allègements prévus par le dispositif « Aubry 2 ». L'analyse proposée vise à identifier les déterminants des créations d'emplois de ces deux catégories d'établissements ayant mis en œuvre la réduction du temps de travail (RTT), en s'appuyant sur des données détaillées issues de l'enquête *Passages* réalisée en 2001 par la Dares et l'institut BVA.

L'impact de l'ampleur de la variation du temps de travail, celui de l'évolution du coût du travail et celui des gains de productivité sont successivement étudiés. L'évaluation *ex post* souligne que ces variables, utilisées dans les modèles macroéconomiques prospectifs pour expliquer l'efficacité de la RTT sur l'emploi, influencent significativement l'ampleur des créations d'emplois de l'ensemble des établissements passés aux 35 heures. Toutefois, leur impact est plus fort sur les établissements ayant obtenu des aides incitatives.

D'après l'enquête *Passages*, les effectifs des établissements ayant bénéficié des aides incitatives ont augmenté de plus de 10 % contre 4 % pour les autres. Afin d'expliquer cet écart, on le décompose en trois parties : celle liée aux modalités observées de mise en œuvre de la RTT, celle liée aux caractéristiques non observées des établissements et celle provenant de l'effet de sélection des établissements les plus dynamiques.

Près de la moitié de la différence moyenne de créations d'emplois entre les établissements ayant obtenu des aides incitatives et les autres s'explique par des disparités de mise en œuvre de la RTT, notamment l'ampleur de la variation du temps de travail, l'évolution du coût du travail et les gains de productivité. Ainsi, la sélection des établissements les plus dynamiques n'est pas le seul élément expliquant les écarts de créations d'emplois observés.

* Matthieu Bunel appartient à l'université de Savoie et au laboratoire Iregé.

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

L'auteur remercie Stéphane Jugnot et Frédéric Lerais pour leurs commentaires et leurs remarques ainsi que trois relecteurs de la revue. La mise à disposition des données et le travail économétrique ont été réalisés à la Dares au sein de la Mission Analyse Économique. Une première version de cet article a bénéficié des conseils de Bernard Fortin, de Vladimir Passeron et d'Alain Gubian. Les éventuelles omissions ou erreurs restent de la responsabilité de l'auteur.

Le processus de réduction du temps de travail (RTT), engagé depuis 1996 dans l'économie française, vise à inciter les entreprises à réduire le temps de travail effectif de leurs salariés et à stimuler les embauches. À la fin du premier trimestre 2000, plus de 60 % des salariés à temps complet travaillent moins de 36 heures hebdomadaires (Passeron, 2002). Toutefois, la diffusion des 35 heures n'a été ni continue ni homogène. Cette diversité est liée à l'enchaînement de mesures publiques visant à inciter les établissements à réduire leur temps de travail et aux stratégies des établissements pour mettre en œuvre la RTT.

Après l'ordonnance du 16 janvier 1982 fixant la durée légale à 39 heures et avant les échéances fixées par la loi du 13 juin 1998 abaissant à 35 heures cette durée à compter du 19 janvier 2000, des incitations financières ont été proposées aux entreprises afin qu'elles réduisent leur temps de travail. Dès 1996, dans le cadre de la loi « Robien », le gouvernement a décidé d'orienter l'évolution du temps de travail pour qu'il devienne un vecteur de création d'emplois. Ce dispositif incitatif a été reconduit par le dispositif « Aubry 1 » de la loi du 13 juin 1998.

La loi du 13 juin 1998 fixant la durée légale du travail à 35 heures définissait un nouveau régime du temps de travail précisé par la loi du 19 janvier 2000, dite loi « Aubry 2 », sur la base des accords signés depuis 1998. Pour aider les entreprises à réaliser le passage aux 35 heures dans de bonnes conditions, un calendrier spécifique d'application a été proposé aux entreprises de 20 salariés et moins et des aides pérennes ont été offertes à toutes celles qui sont passées aux 35 heures en respectant plusieurs conditions (1). Pour les entreprises qui ont décidé de ne pas baisser leur durée effective, un système d'incitation négative a été mis en place du fait du nouveau régime pour les heures supplémentaires.

Ainsi, parmi les établissements passés aux 35 heures fin 2000, deux populations peuvent être identifiées : celles ayant signé une convention « Robien » ou « Aubry 1 » et ayant bénéficié des aides incitatives et celles passées aux 35 heures sans bénéficier de ces aides (2).

Or, l'évolution des effectifs et les engagements en termes d'emplois de ces deux populations sont très différents. Plusieurs évaluations *ex post* ont été réalisées pour apprécier l'impact de la RTT sur le niveau d'emploi de ces différentes catégories d'établissements (3). Bien que le processus de diffusion des 35 heures soit en

cours, les travaux réalisés, à partir de l'enquête sur l'Activité et les Conditions d'Emploi de la Main-d'Œuvre (enquête *Acemo*) (Passeron, 2002), ceux issus des fichiers des conventions « Robien » et « Aubry » (Doisneau, 2000), ceux concernant les remontées administratives issues des fiches Urssaf et ceux de l'enquête *Modalités de Passage à 35 heures en 2000* (Pham, 2002), identifient un effet brut du passage aux 35 heures sur l'emploi de plus de 8 % pour les établissements « Robien » et « Aubry 1 » contre 5 % pour ceux de type « Aubry 2 » (Pham, 2002 ; Passeron, 2002) (4).

Ces créations d'emplois sont, en général, attribuées à la baisse du temps de travail et aux allègements de cotisations sociales dont ont bénéficié les établissements ayant mis en œuvre les 35 heures (Cahuc, 2001). Plus généralement, l'effet des dispositifs de RTT sur l'emploi repose sur la conjugaison de plusieurs éléments tels que l'ampleur de la baisse effective du temps de travail et des aides publiques, mais également l'importance des gains de productivité, de la compensation et de la modération salariale et des réorganisations. L'impact théorique de ces éléments est largement identifié par les modèles macroéconomiques (Cahuc et Granier, 1997 ; Heyer et Timbeau, 2000 ; Commissariat général du Plan (2001).

Aides incitatives et modalités de mise en œuvre de la RTT

Cet article propose d'évaluer l'impact de ces différents déterminants sur les créations d'emplois réalisées par les deux catégories d'établissements passés aux 35 heures : ceux ayant bénéficié des aides incitatives et les

1. Le législateur conditionne le versement des aides à l'existence d'un accord majoritaire et/ou d'un référendum et au respect de la garantie mensuelle de salaire pour les salariés dont la rémunération est proche du Smic.

2. Cette seconde catégorie d'établissements n'ayant pas bénéficié des aides incitatives a, dans une très large majorité (80 % à 90 %), bénéficié des aides prévues par la seconde loi Aubry du 19 janvier 2000.

3. Les principales informations concernant les accords collectifs déposés par les entreprises dans les directions départementales du travail, de l'emploi et de la formation professionnelle (DDTEFP) sont extraites et rassemblées pour former la base nationale Destin et les bases des conventions « Robien » et « Aubry 1 ». 8 700 établissements s'inscrivent dans le dispositif « Robien », 138 700 établissements dans le cadre « Aubry 1 » et 84 100 établissements dans le cadre « Aubry 2 » (Pham, 2002).

4. Une fois pris en compte la dynamique antérieure, la taille et le secteur propres, Passeron (2002) identifie un effet net sur l'emploi pour les établissements « Aubry 1 » de l'ordre de 6 % à 7,5 %. Pour les établissements « Aubry 2 », une estimation, bien que plus fragile, de Bunel et al. (2002) identifie un effet net de l'ordre de 3 % à 4 %.

autres. Il s'agit de spécifier les déterminants des créations d'emplois pour ces deux types d'établissements ayant mis en œuvre la réduction du temps de travail. L'analyse repose sur des données détaillées issues de l'enquête sur les Projets, Attitudes, Stratégies et Accord liés à la Généralisation des 35 heures (enquête *Passages*), réalisée entre la fin 2000 et début 2001 par la Dares et l'institut BVA auprès d'établissements représentatifs de l'économie française (Bunel, 2002 ; Bunel, Coutrot et Zilberman, 2002).

Les deux populations d'établissements étudiées diffèrent par l'obtention d'aides incitatives mais également par la date de mise en œuvre des 35 heures et par les modalités d'application. Pour obtenir les aides incitatives, les établissements passés aux 35 heures devaient réduire le temps de travail effectif de leurs salariés d'au moins 10 %, s'engager à créer de 6 % à 10 % d'emplois en plus et mettre en place ce changement avant janvier 2000 (5).

L'effet de l'obtention d'aides sur le volume des embauches réalisées ne peut être détecté directement dans le cadre d'un modèle causal standard (Rubin, 1974 ; Heckman, Lalonde et Smith, 2000). Ce type de modélisation s'applique dans le cas d'expériences contrôlées où un groupe bénéficiaire d'une politique et un groupe témoin qui n'en a pas bénéficié sont observés simultanément. Lorsque le hasard détermine l'appartenance à chaque groupe, leurs caractéristiques sont comparables et il est possible d'isoler l'effet du traitement.

Dans le cas des dispositifs incitatifs de réduction du temps de travail, les établissements de type « Robien » et « Aubry 1 » ayant bénéficié d'allègements de charges spécifiques n'ont pas été tirés au hasard puisque la situation des établissements à l'égard de la RTT résulte d'une démarche volontaire. Il n'est donc pas possible d'utiliser directement cette technique.

Par ailleurs, l'écart de créations d'emplois peut également refléter des différences entre générations d'établissements sur les modalités de passage aux 35 heures, notamment au niveau de l'ampleur de la variation du temps de travail, de l'évolution du coût du travail et de la variation des gains de productivité. Ainsi, les différences observées entre les créations d'emplois réalisées par les établissements ayant bénéficié des aides incitatives et les autres peuvent refléter des logiques de réduction du temps de travail plus riches en emplois.

Pour traiter les différences de créations d'emplois, une technique alternative au modèle causal standard est proposée. La méthodologie retenue consiste à évaluer les déterminants affectant le nombre de créations d'emplois pour les deux générations d'établissements passés aux 35 heures, celle ayant bénéficié des aides incitatives et les autres, en fonction de la décision de participer aux dispositifs incitatifs « Robien » ou « Aubry 1 ». Étant donné que ces aides sont liées aux engagements en termes d'emplois et à l'ampleur de la baisse effective du temps de travail, un modèle de sélection endogène est utilisé (Nelson, 1977 ; Maddala, 1983).

Dans ce type de modélisation, les déterminants des créations d'emplois, l'ampleur de la réduction du temps de travail, l'évolution du coût du travail et les gains de productivité sont supposés endogènes au fait d'obtenir ou non les aides incitatives et les créations d'emplois sont conditionnelles à l'obtention des aides. Cette méthodologie permet ainsi d'évaluer l'impact des modalités de mise en œuvre de la RTT sur l'emploi pour deux populations d'établissements passés aux 35 heures. Pour comparer l'écart moyen de créations d'emplois des établissements ayant bénéficié des aides incitatives et les autres, la décomposition d'Oaxaca est utilisée. Cette technique permet d'identifier un écart moyen ajusté tenant compte des modalités d'application de la RTT observées.

Les résultats obtenus montrent que les établissements « Robien offensif » et « Aubry 1 offensif » ont créé davantage d'emplois que les établissements « Aubry 2 précurseurs » et « Aubry 2 ». L'écart moyen entre ces deux populations est de plus de 5,7 points. Or, la moitié de cet écart s'explique par les modalités de mises en œuvre de la RTT, et notamment par des différences sur l'ampleur de la baisse effective du temps de travail sur l'évolution de la charge de travail des salariés et de la productivité.

Différentes générations d'établissements à 35 heures

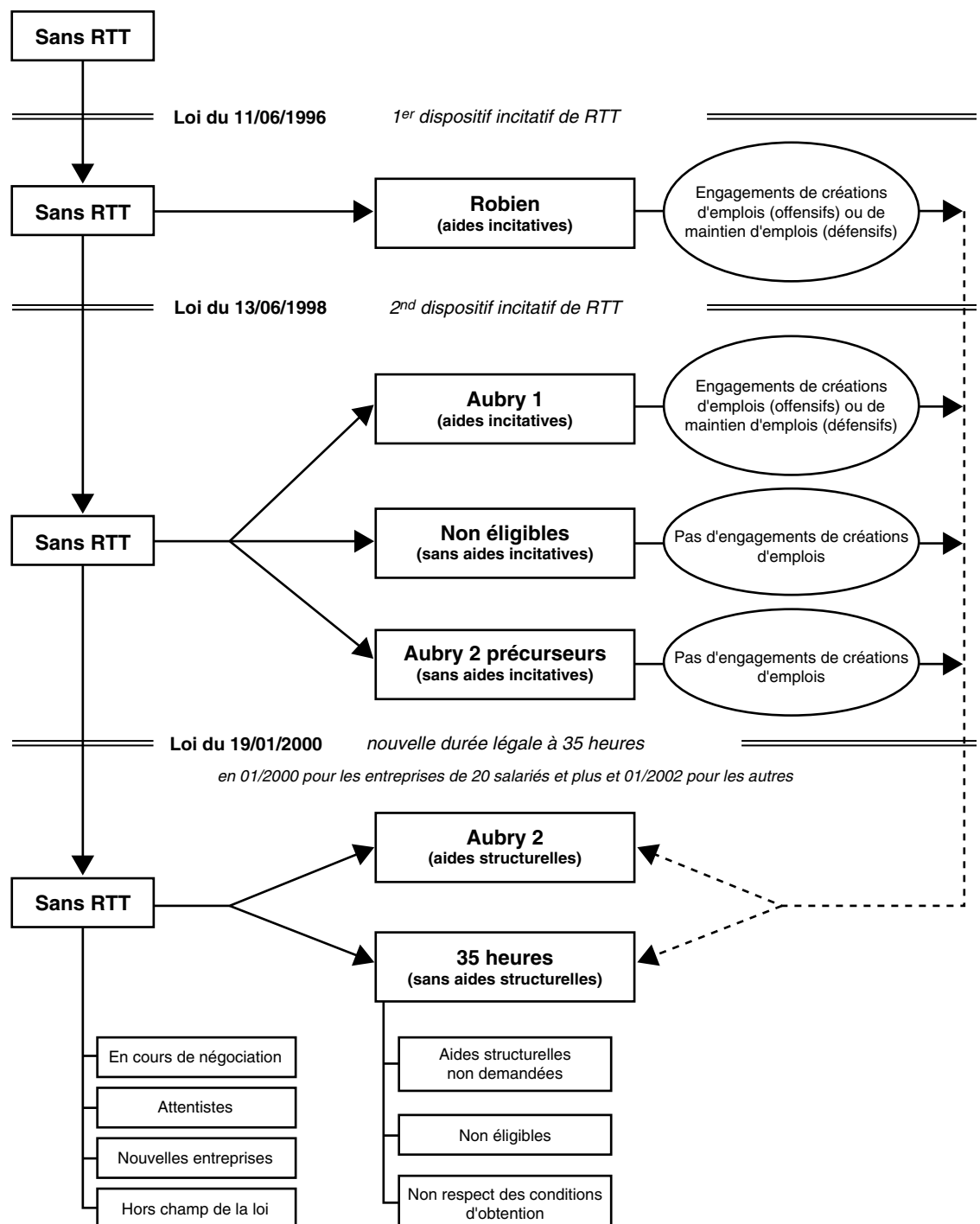
Parmi les établissements ayant mis en œuvre les 35 heures fin 2000, il existe une forte hétérogénéité.

5. Cette date limite est spécifique aux établissements de 20 salariés et plus. Pour les autres, la date est fixée à ce jour à 2004 et ils peuvent bénéficier d'aides dans le cadre d'une baisse par étape du temps de travail.

Selon les stratégies adoptées à l'égard des différents dispositifs législatifs incitatifs de RTT (loi « Robien » et loi « Aubry 1 ») et à l'égard de la nouvelle durée légale (loi du 13 juin 1998 et loi du 19 janvier 2000), plusieurs générations d'établissements peuvent être identifiées (celles-ci sont présentées dans le schéma).

Avant la mise en application de la nouvelle durée légale du travail à 35 heures, le 19 janvier 2000, pour les entreprises de 20 salariés et plus, deux types d'incitations financières ont été proposés aux entreprises pour qu'elles réduisent leur temps de travail de manière volontaire. Ces dispositifs incitatifs « Robien » et « Aubry 1 » comprennent deux volets différents : l'un offensif

Schéma
Les différentes générations d'établissements à 35 heures



visé à créer de nouveaux emplois, l'autre défensif est destiné à éviter les licenciements. Les établissements qui se sont engagés dans ces dispositifs – qualifiés par la suite établissements « Robien » et « Aubry 1 » – ont dû pour pouvoir bénéficier d'allègements de cotisations sociales, réduire d'au moins 10 % le temps de travail effectif de leurs salariés et sauvegarder ou créer des emplois à hauteur de 10 % pour les premiers et 6 % pour les seconds.

La loi du 13 juin 1998 définit le dispositif incitatif « Aubry 1 » et fixe à 35 heures la durée légale du travail en janvier 2000 pour les établissements de 20 salariés et plus. De nombreux établissements ont souhaité anticiper ce changement législatif sans pour autant s'inscrire dans un dispositif incitatif de type « Robien » ou « Aubry 1 ». Ils regroupent deux catégories d'établissements : ceux « non éligibles » aux aides et ceux qualifiés de « Aubry 2 précurseurs ». Les premiers correspondent à des grandes entreprises nationales exclues de manière explicite par le législateur des lois incitatives (6). Ces établissements sont passés à 35 heures sans obtenir d'aides de l'État et sans obligation d'embauches. Les seconds ont anticipé la nouvelle durée légale du travail mais n'ont pas voulu s'inscrire dans un dispositif incitatif de RTT contraignant en termes de créations d'emplois et d'ampleur de la baisse effective du temps de travail. Une part importante de ces établissements, constituée de grands groupes, a mis en œuvre les 35 heures afin d'influencer les modalités d'application de la seconde loi « Aubry » (Commissariat général du Plan, 2001).

Ainsi, avant la mise en application de la nouvelle durée légale du travail, quatre catégories d'établissements passés à 35 heures peuvent être identifiées : les établissements « Robien », les « Aubry 1 », les « non éligibles » et les « Aubry 2 précurseurs ».

La loi du 19 janvier 2000, dite « loi Aubry 2 », précise les modalités d'application de la nouvelle durée légale du travail fixée par la loi du 13 juin 1998. Elle définit notamment les modalités d'obtention des aides structurelles proposées pour faciliter le passage à 35 heures. Ces aides correspondent à des allègements uniques et permanents de cotisations sociales dégressifs en fonction du salaire incluant une partie directement liée à la RTT et un complément visant à réduire le coût du facteur travail qui s'inscrit dans le programme d'allègement de charges du plan Juppé (7).

Toutefois, le législateur conditionne l'obtention de ces aides à l'existence d'un accord majoritaire et/ou d'un référendum sur le passage à 35 heures et au respect de la garantie mensuelle de salaire pour les salariés dont la rémunération est proche du Smic. Parmi les établissements passés à 35 heures en 2000, certains établissements, qualifiés de « Aubry 2 », ont bénéficié des aides structurelles et d'autres, qualifié à « 35 heures », n'en ont pas bénéficié.

Enfin, les établissements « sans RTT » en 2000 ont décidé de ne pas baisser le temps de travail effectif de leurs salariés. Il s'agit soit d'établissements qui ne sont pas concernés par la nouvelle durée légale du travail (établissements de moins de 20 salariés ou hors du champ de la loi – cf. encadré 1), soit d'établissements qui préféreraient rester attentistes à l'égard des 35 heures et payer les heures supplémentaires à leurs salariés, soit d'établissements qui sont en cours de négociation.

Ainsi, les établissements ayant mis en œuvre la RTT à la fin 2000 ne sont pas homogènes et ont réalisé ce changement dans des conditions très différentes. Or, il est probable que ces modalités d'application et leurs conséquences sur les coûts et le fonctionnement de l'établissement affectent l'ampleur des créations d'emplois réalisées.

L'enquête *Passages* : une évaluation *a posteriori*

L'objectif est d'analyser les différences de créations d'emplois pour deux grandes catégories d'établissements passés à 35 heures : ceux qui ont bénéficié des aides incitatives (les établissements « Robien » et « Aubry 1 ») et les autres (les établissements « Aubry 2 » et « Aubry 2 précurseurs »). Pour étudier cette question, on utilise les données de 625 établissements issus de l'enquête Projets, Attitudes, Stratégies et Accords liés à la Généralisation des 35 heures (enquête *Passages*) réalisée entre la fin 2000 et le début 2001 par la Dares et l'institut BVA (cf. encadré 1). Ces établissements sont tous

6. Décret n° 2000-83 du 31 janvier 2000 relatif au champ de l'allègement de cotisations sociales prévu par l'article L 241-13-1 du code de la Sécurité sociale.

7. La loi du 27 juillet 1993 instaure une exonération totale ou partielle des cotisations patronales d'allocations familiales pour les salaires jusqu'à 1,2 Smic. La loi du 4 août 1995 instaure une réduction dégressive des cotisations d'assurance maladie, s'étendant entre 1 et 1,2 Smic. En 1996, ces deux dispositifs fusionnent sous la forme d'une réduction dégressive allant jusqu'à 1,33 Smic.

LES DIFFÉRENTS DISPOSITIFS DE RTT

La loi « Robien »

La loi du 11 juin 1996 dite loi « Robien » repose sur des allègements de cotisations sociales patronales proportionnels au salaire en vue d'inciter les entreprises à mettre en place une réduction du temps de travail. Ce dispositif comprend deux volets : l'un *offensif* vise à créer de nouveaux emplois, l'autre *défensif* est destiné à éviter les licenciements.

Dans le volet offensif, l'entreprise bénéficie des allègements si elle s'engage à réduire son temps de travail d'au moins 10 % ou d'au moins 15 % et à accroître son effectif dans les mêmes proportions. Ce nouveau niveau d'emploi doit être maintenu pendant une durée minimale de deux ans. Les aides octroyées perdurent pendant sept ans, elles sont de 40 % la première année puis de 30 % les six années suivantes (pour une RTT de 15 %, ces réductions sont respectivement de 50 % et de 40 %). Les aides peuvent être majorées par l'État en fonction de l'ampleur de la RTT. Des aides supplémentaires sont versées par certaines régions (notamment en Rhône-Alpes) en fonction de la qualité des emplois créés (embauches à durée indéterminée, ampleur de la hausse de l'effectif supérieure à 10 % ou à 15 %).

Dans le volet défensif, les entreprises, ayant ouvert une procédure collective de licenciements économiques et s'engageant à maintenir le niveau d'emploi par le biais d'une réduction du temps de travail d'au moins 10 % pendant une durée déterminée fixée par la convention, bénéficient des mêmes allègements de cotisations.

Les lois « Aubry »

La baisse de la durée légale

La loi d'orientation et d'incitation à la réduction du temps de travail du 13 juin 1998 définit le passage aux 35 heures comme un moyen de réduire de manière significative le chômage. La loi du 19 janvier 2000 relative à la réduction négociée du temps de travail confirme ces objectifs et précise les modalités d'application selon la taille des entreprises (plus de 20 salariés/20 salariés et moins), le statut des salariés (temps partiel/temps plein) et la rémunération des salariés (Smic et garantie mensuelle de salaire).

Les aides incitatives « Aubry 1 »

L'article 3 de la loi du 13 juin 1998 définit le système d'incitation proposé aux entreprises de plus de 20 salariés qui anticipent l'échéance de la baisse de la durée légale du 1^{er} janvier 2000 (1). Le principe de la loi « Aubry 1 » est proche de celui de la loi « Robien ». Il octroie, selon la date d'entrée dans le dispositif, une aide forfaitaire de réduction de cotisations sociales de 9 000 francs à 5 000 francs pour une baisse du temps de travail de 10 % sans modification du mode de

calcul des horaires de travail (pauses ou jours de congés). Dans le cadre offensif de la loi, le versement des aides est conditionnel à des créations d'emplois.

L'effectif de l'entreprise doit augmenter d'au moins 6 %. Les aides sont majorées (Gubian, 2000) si :

- i) la RTT et les créations d'emploi atteignent respectivement 15 % et 9 % ;
- ii) les contrats proposés sont à durée indéterminée et les embauches réalisées sont en faveur d'une population spécifique, les jeunes ou les chômeurs de longue durée ;
- iii) l'entreprise est dite de « main-d'œuvre » (l'entreprise doit être composée de 70 % de salariés ayant un salaire inférieur à 1,5 fois le Smic et dont l'effectif est composé à 60 % d'ouvriers).

Dans le cadre défensif, les allègements de cotisations visent à éviter les mises à pied prévues dans le cadre d'une procédure de licenciement économique. L'entreprise doit maintenir son niveau d'emploi et baisser la durée du travail.

Les entreprises bénéficiant de l'aide des lois « Robien » et « Aubry 1 » peuvent les cumuler avec les allègements prévus par la loi « Aubry 2 ».

Les aides structurelles « Aubry 2 »

Afin de faciliter le passage aux 35 heures, la loi du 19 janvier 2000 offre une aide structurelle qui repose sur un allègement unique de cotisations sociales dégressif en fonction du salaire. Cette aide inclut une partie directement liée à la RTT et un complément visant à réduire le coût du facteur travail. Cet allègement représente, en moyenne, 7 000 francs (1 067 €) par salarié et varie de 21 500 francs (3 278 €) pour un salarié au Smic à 4 000 francs (610 €) pour un salarié dont la rémunération est supérieure ou égale à 1,8 Smic. Ces allègements sont cumulables avec les aides des lois « Robien » et « Aubry 1 » et ils sont majorés pour les entreprises dont la durée collective du travail est inférieure à 35 heures. Le législateur conditionne le versement de l'aide à l'existence d'un accord majoritaire et/ou d'un référendum, au respect de la garantie mensuelle de salaire, à la création d'emplois (2) et à l'interdiction du recours structurel aux heures supplémentaires (Bunel, Coutrot et Zilberman, 2002).

1. Pour les entreprises de 20 salariés et moins un système d'aides spécifiques est proposé.

2. Le législateur stipule de faire figurer dans l'accord le nombre d'emplois créés ou sauvegardés pour pouvoir bénéficier des aides. Toutefois, il ne fixe aucun seuil minimum ce qui rend symbolique cette contrainte.

passés aux 35 heures soit dans le cadre des dispositifs incitatifs « Robien » ou « Aubry 1 », soit avant 2000 sans bénéficier des aides incitatives, soit après 2000 dans le cadre du dispositif « Aubry 2 ». Pour ceux qui ont obtenu les aides incitatives, seuls les établissements « Robien » *offensif* et « Aubry 1 » *offensif* ont été retenus.

L'enquête *Passages* a été réalisée spécifiquement pour évaluer *a posteriori* les effets de la réduction du temps de travail sur les attitudes et les stratégies des établissements français de plus de 5 salariés (Commissariat général du Plan, 2001 ; Bunel *et al.*, 2002) et portait initialement sur 977 établissements.

Cette enquête fournit une base de données individuelles permettant d'évaluer les effets des politiques de RTT, non seulement en termes de volume d'emplois créés, mais plus généralement en termes de changements organisationnels, de

processus de négociation et de performance économique. Des informations détaillées sur l'environnement économique, sur les relations sociales, sur les caractéristiques de la main-d'œuvre et sur l'organisation des établissements ont pu être acquises. L'ensemble de ces éléments permet d'éclairer les stratégies des entrepreneurs face aux différentes mesures incitatives de réduction du temps de travail (loi « Robien » et loi « Aubry 1 ») et face à la nouvelle durée légale définie par la seconde loi « Aubry ».

D'un point de vue méthodologique, les établissements sont tirés en imposant une stratification par taille, par secteur d'activité et par localisation géographique et en surreprésentant les établissements de type « Robien », les « Aubry 1 », les « Aubry 2 précurseurs », les « non éligibles » (cf. encadré 2). Cette méthodologie, dite stratification endogène, permet

Encadré 2

MÉTHODOLOGIE DE L'ENQUÊTE PASSAGES

L'enquête *Passages* (1) a été réalisée de décembre 2000 à mars 2001, au moyen d'entretiens en « face-à-face », d'une durée moyenne d'une heure auprès de 977 chefs d'établissements issus d'entreprises de plus de cinq salariés. Les « Très petites entreprises » (TPE) relevant de logiques de gestion de la main-d'œuvre et d'organisation du temps de travail totalement différentes des autres établissements, n'ont pas été interrogées et sont exclues du cadre de cette enquête. En outre, ont été exclus les établissements hors du champ de la loi (2), ainsi que les établissements issus des secteurs de l'agriculture, du secteur public et du secteur socio-éducatif.

La méthodologie retenue pour constituer l'échantillon de l'enquête *Passages* repose sur une double stratification : l'une endogène et l'autre exogène. La stratification endogène (« *choice based sampling* ») est habituellement utilisée lors de l'étude des événements rares (Lerman et Manski, 1977 ; Manski, 1995 ; Ardilly, 1994). Elle vise à surreprésenter dans l'échantillon les établissements peu fréquents dans la population de référence mais dont on souhaite étudier les caractéristiques.

Pour tenir compte de la diversité des situations à l'égard de la RTT, tout en évitant un coût d'enquête démesuré, il n'était pas satisfaisant de tirer de manière purement aléatoire les établissements de l'échantillon. Dans une telle configuration, trop peu d'établissements de types « Robien », « Aubry 1 » et « Aubry 2 précurseurs » auraient été sélectionnés puisqu'ils représentent, pour le champ spécifié, moins de 8 % de l'ensemble des établissements au moment de l'enquête.

L'échantillon obtenu aurait fourni trop peu d'observations sur ces établissements pour réaliser des compa-

raisons entre générations de RTT. De plus, un échantillon purement aléatoire risquait d'être affecté d'un fort biais d'échantillonnage puisque les établissements passés aux 35 heures ont tendance à répondre davantage à un questionnaire sur la mise en œuvre de la RTT que les autres.

La stratification exogène par taille, par secteur d'activité et par localisation géographique permet d'obtenir un échantillon représentatif du tissu économique français. L'échantillon stratifié obtenu vérifie la condition dite d'allocation proportionnelle pour chaque génération de RTT.

Pour les modèles avec stratification exogène, il est facile d'obtenir la fonction de vraisemblance. En revanche, pour ceux avec stratification endogène, l'obtention de la fonction de vraisemblance dépend des informations disponibles sur les probabilités des établissements interrogés d'opter pour tel ou tel dispositif de RTT ($p(z)$) et sur la part des établissements ayant fait ce choix dans la population de référence ($Q(i)$). Lorsque ces deux fréquences sont connues, il est possible de raisonner sur des pseudo-fonctions de vraisemblance (Manski et Mc Fadden, 1981 ; Cosslett, 1981 ; Gouriéroux et Monfort, 1989). Cette démarche vise à pondérer les observations de la fonction de vraisemblance. Pour obtenir les informations sur les $Q(i)$, la base Urssaf actualisée en mai 2001 est utilisée. Les $p(z)$ sont obtenues directement dans l'enquête. Les estimations économétriques proposées dans cet article sont réalisées en utilisant des pseudo-fonctions de vraisemblance.

1. Des informations détaillées sur cette enquête sont disponibles dans le document d'étude de la Dares (Bunel, 2002).

2. Il s'agit des établissements ou professions mentionnés à l'article L. 200-1 du Code du travail ainsi que les établissements artisanaux et coopératifs.

d'obtenir pour chaque génération d'établissements passés à 35 heures des sous-échantillons suffisamment importants et de constituer une base de données représentative du tissu économique français au moment de l'enquête. Étant donné que cet article se limite à analyser les créations d'emplois des établissements passés à 35 heures, plusieurs établissements sont exclus de l'échantillon : ceux qui ont adopté un plan de licenciement et qui s'inscrivent dans des dispositifs défensifs des lois « Robien » et « Aubry 1 », ceux issus d'entreprises publiques et para-publiques ou qui ne sont pas éligibles aux aides (8) et ceux n'ayant pas répondu aux questions sur l'effet de la RTT sur l'emploi sont écartés de l'analyse. L'échantillon final comporte donc 625 établissements.

Près de neuf établissements sur dix ayant mis en œuvre la RTT ont embauché

Plus de 86 % des établissements ayant mis en œuvre la RTT ont réalisé des embauches, qui ont permis d'accroître leur effectif total dans 84,8 % des cas. Les établissements « Robien offensif » et « Aubry 1 offensif » ont créé davantage d'emplois que les établissements « Aubry 2 précurseurs » et « Aubry 2 ».

L'ampleur des créations d'emplois est bien supérieure pour les établissements qui ont réduit leur durée du travail dans le cadre du volet offensif de la loi « Robien » et « Aubry 1 » (9) que dans celui de la seconde loi « Aubry ». L'absence d'une obligation de respecter un seuil d'embauches lors du passage aux 35 heures, les a moins incités à augmenter leur effectif. D'après les déclarations des directions, les effectifs des établissements de type « Aubry 2 précurseurs » et « Aubry 2 » ont augmenté leur effectif en moyenne de 5,3 % et 3,3 % contre respectivement 13,4 % et 9,8 % pour les établissements « Robien offensif » et « Aubry 1 offensif ».

Quatre établissements sur cinq ayant réalisé des embauches liées à la RTT, déclarent que la totalité de ces emplois sont à durée indéterminée. Les emplois créés sont majoritairement à temps plein (87 % des cas) et dans moins d'un cas sur cinq ils sont, en partie ou en totalité, à temps partiel.

L'analyse des types d'embauches réalisées révèle que la structure des emplois créés ne correspond pas à celle de l'effectif initial de

l'établissement. Les embauches ont tendance à renforcer les équipes de production (ouvriers qualifiés et non qualifiés) au détriment du personnel d'encadrement (cadres ou agents de maîtrise) (10).

Impact de l'ampleur de la baisse effective du temps de travail et de la productivité

Les modèles macroéconomiques ont souligné que l'ampleur des créations d'emplois dépend de l'évolution du coût du travail mais également de l'étendue de la baisse effective du temps de travail et de la variation de la productivité (cf. encadré 3). Les tableaux 1 et 2 présentent ces deux relations pour l'échantillon étudié.

La relation entre variation du temps de travail et emploi est clairement identifiée pour les établissements « Robien » et « Aubry 1 » ayant bénéficié des aides incitatives (cf. tableau 1). En revanche, cette relation est beaucoup moins claire pour les établissements « Aubry 2 » n'ayant pas reçu d'aides incitatives. Pour obtenir les aides incitatives, les établissements « Robien » et « Aubry 1 » étaient tenus de faire varier l'emploi et le temps de travail effectif dans les mêmes proportions pour les premiers et dans un rapport de trois à cinq pour les seconds. Les établissements « Aubry 2 précurseurs » et « Aubry 2 » n'avaient pas à respecter cette contrainte. Cette différence explique une relation entre le pourcentage de créations d'emplois et l'ampleur de la variation du temps de travail plus marquée pour les établissements avec aides incitatives que pour ceux n'ayant pas obtenu ces aides.

Selon les modèles macroéconomiques d'inspiration keynésienne, les gains de productivité associés à la mise en œuvre de la RTT ont tendance à réduire l'ampleur des créations d'emplois. Néanmoins, la notion de gains de productivité est souvent mal maîtrisée par les dirigeants et parfois difficile à évaluer (Alis et Fauconnier, 2000). Ceci est d'autant plus probable pour certains chefs d'établissement, comme

8. Cette catégorie composée de grandes entreprises comme EDF, la Poste, GDF et la SNCF relève en effet de logiques d'embauches bien spécifiques.

9. Pour les rares établissements « Robien défensifs » et « Aubry 1 défensifs » n'ayant pas réalisé d'embauches depuis la mise en place de la RTT et présents dans l'échantillon, 44 % d'entre eux déclarent, qu'en absence de RTT, ils auraient réduit leur effectif.

10. La nature forfaitaire ou dégressive des allègements de charges liés au passage aux 35 heures implique qu'un phénomène de substitution entre travail qualifié et non qualifié a pu s'opérer. Toutefois, les données disponibles dans l'enquête Passages ne permettent pas de trancher sur ce point.

ceux de type « Aubry 2 », qui disposent d'un faible recul temporel par rapport à la mise en œuvre de la RTT.

Ainsi, pour estimer l'évolution de la productivité lors du passage aux 35 heures, deux questions ont été croisées. La première porte sur l'évolution de la charge de travail de la catégorie majoritaire de salariés lors de la mise en œuvre de la RTT et la seconde porte sur l'évaluation réalisée par le chef d'établissement sur l'impact de la RTT sur la productivité. Les relations entre la charge de travail et l'emploi et entre la productivité et l'emploi

sont clairement négatives pour l'ensemble des établissements passés aux 35 heures (cf. tableau 2). Les établissements dont la productivité n'a pas augmenté et dont la catégorie majoritaire de salariés n'a pas vu sa charge de travail augmenter ont créé, en moyenne, 7,4 % d'emplois contre 5,0 % pour ceux ayant connu une hausse de la productivité et dont les salariés ont vu la charge de travail augmenter. Toutefois, si l'on retrouve ces deux relations pour les établissements avec aides incitatives, seule la première relation est clairement identifiée pour ceux n'ayant pas bénéficié de ces aides.

Tableau 1
Les créations d'emplois brutes en fonction de l'ampleur de la RTT et des aides reçues

Réduction du temps de travail	Aides incitatives		Pas d'aides incitatives		Ensemble	
	%	Écart-type	%	Écart-type	%	Écart-type
De moins de 8 %	8,6 <i>(132)</i>	11,0	4,5 <i>(152)</i>	10,2	5,8 <i>(284)</i>	10,9
De 8 %	8,8 <i>(125)</i>	8,1	3,9 <i>(68)</i>	6,1	6,5 <i>(193)</i>	7,8
De plus de 8 %	14,0 <i>(104)</i>	10,6	3,7 <i>(44)</i>	4,9	9,0 <i>(148)</i>	10,2
Ensemble	10,3 <i>(361)</i>	10,0	4,2 <i>(264)</i>	8,6	6,7 <i>(625)</i>	9,9

Lecture : la réduction « de moins de 8 % » correspond à celle de la durée réelle du travail de la catégorie majoritaire de salariés. Dans l'enquête Passages, plus de 50 % des établissements ont réduit le temps de travail, en partie ou en totalité, par l'attribution de jours de repos supplémentaires sur l'année. En outre, l'analyse de l'évolution de la durée réelle du travail doit prendre en compte qu'une partie des établissements a exclu du mode de calcul du temps de travail les pauses ou le temps de formation, ou a décompté au titre de la RTT des jours fériés ou conventionnels qui étaient préalablement accordés en s'appuyant notamment sur une nouvelle définition du temps de travail effectif. Dans l'enquête Passages, près d'un d'établissement sur trois déclare avoir réalisé une telle modification. Des catégories de salariés peuvent également être exclus du processus de réduction du temps de travail (commerciaux, cadres, etc.). Ainsi, bien que les entreprises bénéficiant des aides incitatives étaient tenues de réduire de 10 % la durée effective, la durée réelle du travail de la catégorie majoritaire de salariés peut avoir diminué d'une moindre ampleur.

Les chiffres entre parenthèses et en italique donnent la taille de chaque sous-population.

Source : enquête Passages, Dares.

Tableau 2
Les créations d'emplois brutes en fonction de la variation de la charge de travail et de la productivité, et des aides reçues

	Aides incitatives		Pas d'aides incitatives		Ensemble	
	%	Écart-type	%	Écart-type	%	Écart-type
↗ Charge de travail	8,1	7,7	3,0	3,2	5,0	6,8
↗ Productivité (<i>Produc1</i>)	<i>(46)</i>		<i>(31)</i>		<i>(77)</i>	
↗ Charge de travail = Productivité (<i>Produc2</i>)	9,1 <i>(47)</i>	10,6	2,5 <i>(38)</i>	5,0	5,4 <i>(85)</i>	9,2
= Charge de travail	8,9	11,7	4,2	6,8	6,6	10,6
↗ Productivité (<i>Produc3</i>)	<i>(76)</i>		<i>(40)</i>		<i>(116)</i>	
= Charge de travail = Productivité (<i>Produc4</i>)	11,5 <i>(192)</i>	9,6	5,0 <i>(155)</i>	10,1	7,4 <i>(347)</i>	10,2
Ensemble	10,3 <i>(361)</i>	10,0	4,2 <i>(264)</i>	8,6	6,7 <i>(625)</i>	9,9

Lecture : ↗ augmentation et = absence d'augmentation. Les chiffres entre parenthèses et en italique donnent la taille de chaque sous-population.

Source : enquête Passages, Dares.

Effet d'aubaine et effet net sur l'emploi

Les embauches réalisées lors de la mise en œuvre des 35 heures correspondent à un effet brut de la RTT sur l'emploi. Or, une partie de ces embauches aurait été réalisée en absence de baisse du temps de travail. Pour ces établissements, le passage aux 35 heures et la perception des aides publiques s'apparente à un effet d'aubaine. Plusieurs questions de l'enquête *Passages* portent sur l'estimation par le chef d'établissement de « l'effet global » de la RTT sur l'emploi (11). L'effet net de la RTT sur l'emploi est obtenu à partir de ces questions.

Les établissements de type « Robien », « Aubry 1 » et « Aubry 2 précurseurs » ayant réalisé des embauches permettant d'accroître leur effectif total, 16 % déclarent que, sans la réduction du temps de travail, ils auraient procédé en totalité à ces embauches, 59 % en partie seulement et 25 % qu'ils ne les auraient pas effectuées.

11. Ces questions ne sont posées qu'aux établissements passés aux 35 heures avant le 1^{er} janvier 2000.

Encadré 3

EFFET EMPLOI DE LA RTT SELON LES MODÈLES MACROÉCONOMIQUES

Depuis les premiers travaux de Charpin et Mairesse (1978) et Oudiz, Raoul et Sterdyniak (1979) sur le sujet, un grand nombre d'études prospectives ont calculé différents scénarios concernant l'effet emploi d'une politique de RTT (cf. Heyer et Timbeau (2000), Laffargue et Saint-Martin (2001) et Commissariat général du Plan (2001) pour une synthèse de ces travaux).

Ces analyses menées *ex ante* pour évaluer l'effet de la baisse de la durée légale du travail sur l'emploi reposent sur cinq éléments :

- l'ampleur de la RTT (l'importance de la baisse, le champ d'application de la loi, l'évolution du temps de travail des salariés à temps partiel, l'impact sur la durée effective du travail et sur la variation des heures supplémentaires) ;
- l'effet de la RTT sur l'organisation de la production (l'influence sur les gains de productivité, la variation de la durée d'utilisation des équipements, le développement de l'annualisation et du travail posté et la mise en place de réorganisations de la production) ;
- l'effet de la RTT sur le coût du travail à court terme (compensation et modération salariale) et à long terme (l'amélioration du marché du travail liée à la RTT a tendance à accentuer les revendications salariales) ;

- l'effet direct et indirect de l'attribution des aides de l'État sur le coût du travail et sur le financement de ces aides (détermination du montant des aides qui assure un équilibre à long terme des comptes publics une fois que la RTT aura généré ses effets en termes d'emplois) ;

- la nature du chômage (de type keynésien ou de type classique) et l'effet de la RTT sur le chômage conjoncturel, d'équilibre et structurel (1).

Selon les hypothèses retenues sur l'ampleur de ces cinq effets, l'efficacité du passage à 35 heures est plus ou moins forte. Par exemple, pour obtenir des créations d'emplois proches des observations, les travaux du Commissariat général du Plan « Réduction du temps de travail : enseignements de l'observation » proposent les valeurs du tableau suivant pour chacun des effets en distinguant les entreprises ayant bénéficié des aides incitatives et les autres.

1. Pisany-Ferry (2000) souligne que la RTT est justifiée lorsqu'il s'agit de réduire la composante conjoncturelle du chômage. Selon cet auteur, la RTT ne peut avoir un effet sur le niveau du chômage structurel.

Variations retenues pour différents effets par le Commissariat général du Plan

En %

	« Aubry » avec aides incitatives	« Aubry » sans aides incitatives
Baisse de la durée du travail	- 10,8	- 5,4
Allègements moyens de cotisations sociales en % du coût du travail	+ 4,1	+ 2,2
Gains de productivité induits par la RTT	+ 3,6	+ 1,8
Modération salariale	+ 3,2	+ 1,3
Effet de la RTT sur l'emploi	+ 8,2	+ 3,8

Sources : Dares, Commissariat général du Plan (2001).

L'effet d'aubaine est un peu plus important pour les établissements « Aubry 2 précurseurs » que pour les établissements « Robien et Aubry 1 offensifs ». Ces trois types d'établissements déclarent que sans la réduction du temps de travail ils auraient procédé en totalité à ces embauches pour respectivement 17 %, 11 % et 15 % d'entre eux.

Pour ces établissements, il n'existe pas une relation stricte entre l'effet brut et l'effet net de la RTT sur l'emploi (cf. tableau 3). Des établissements peuvent avoir créé des emplois lors de la mise en œuvre de la RTT sans pour autant déclarer que l'effet net de cette baisse sur leur effectif a été positif ou ne sachant pas évaluer cet effet net (14 % des cas). Inversement, des établissements n'ayant pas accru leur effectif lors de la mise en œuvre de la RTT déclarent que l'effet net de la RTT sur l'emploi est positif (6 % des

cas). Enfin, une part importante d'établissements n'a pas été en mesure d'évaluer cet effet net ou n'a pas souhaité répondre (30 % des cas). Parmi les établissements fournissant une évaluation de l'effet brut et de l'effet net de la RTT sur l'emploi, un écart moyen de plus de trois points est obtenu. Cet écart est plus élevé pour les établissements ayant reçu des aides incitatives, notamment ceux de type « Robien », que pour ceux n'ayant pas reçu ces aides. L'effet net sur l'emploi est en moyenne de 5,7 %. Il est largement supérieur pour les établissements « Robien » et « Aubry 1 » que pour ceux de type « Aubry 2 précurseurs ». Ces effets sont respectivement de 8,8 %, 6,6 % et 3,7 % (cf. tableau 4).

Les travaux menés par la Dares à l'aide de l'enquête *Acemo* et de l'enquête *Modalités de passage aux 35 heures en 2000* et ceux issus des

Tableau 3
Effet brut et effet net de la RTT sur l'emploi

	Effet net de la RTT sur l'emploi					
	Effet net	%	Nbre étab.	Ampleur de l'effet net (1)		
				%	Écart-type	Nbre étab.
Effet brut positif	Positif	66	281	+ 6,2	4,16	259
	Négatif	6	31	- 4,8	4,47	20
	Ne se prononcent pas	9	48	-		
	Sous-total	81	360	+ 5,8	5,42	279
Effet brut nul	Positif	6	23	-		
	Négatif	1	8	-		
	Ne se prononcent pas	12	39	-		
	Sous-total	19	70	+ 4,3	6,16	23
Total		100	430	+ 5,7	5,52	302

1. Les pourcentages sont calculés uniquement pour les établissements qui se sont exprimés sur l'ampleur de la variation nette de leur effectif.

Source : enquête Passages, Dares.

Tableau 4
Effet brut et effet net sur l'emploi selon les générations de RTT

	Nombre d'établissements	Effet brut (1)		Effet net	
		%	Écart-type	%	Écart-type
Ensemble avec aides incitatives					
« Robien »	55	15,5	12,2	8,8	5,3
« Aubry 1 »	204	10,6	9,1	6,6	5,6
Ensemble	259	11,0	11,9	6,8	6,8
Sans aide avant 2000					
« Aubry 2 précurseurs »	43	6,2	6,6	3,7	4,5
Ensemble	302	9,2	9,8	5,7	5,5

1. L'effet brut diffère de celui présenté dans le tableau 3 car il ne porte que sur les établissements qui ont évalué l'effet net sur l'emploi.

Source : enquête Passages, Dares.

fichiers des accords recensés par la Délégation générale à l'emploi et à la formation professionnelle (DGEFP) soulignent que l'effet net sur l'emploi pour les établissements « Robien » et « Aubry 1 » est de l'ordre de 7 % à 8 %, tandis que pour les établissements « Aubry 2 précurseurs » et « Aubry 2 » cet effet est de 4,5 % à 3,8 % (Passeron, 2002). Pour calculer cet effet net, ces travaux imputent à l'évolution observée de l'effectif des établissements « Robien » et « Aubry 1 », un effet de sélection provenant du fait que ces établissements devaient, pour bénéficier des aides incitatives, s'engager à créer de 10 % à 6 % d'emplois dans le cadre offensif de ces dispositifs. Ainsi, les établissements qui se sont inscrits dans les dispositifs incitatifs sont ceux dont le dynamisme en termes d'emplois était *a priori* plus élevé.

Les résultats obtenus dans l'enquête *Passages* sont concordants avec ces estimations. L'effet brut et l'effet net de la RTT sur l'emploi sont donc nettement plus élevés pour les établissements ayant bénéficié d'aides incitatives que pour les autres. Cet écart peut provenir d'un biais de sélection des établissements les plus dynamiques. Il peut également refléter des différences entre générations d'établissements sur les modalités de passage aux 35 heures, notamment au niveau de l'ampleur de la variation du temps de travail, de l'évolution du coût du travail et de la variation des gains de productivité. Ainsi, les différences observées entre les créations d'emplois réalisées par les établissements ayant bénéficié des aides incitatives et ceux n'ayant pas obtenu ces aides peut refléter des logiques de réduction du temps de travail plus riches en emplois.

Une estimation par un modèle de sélection endogène

L'analyse économétrique proposée vise à identifier les déterminants des créations d'emplois en évaluant la part associée au biais de sélection des établissements qui ont décidé de s'engager dans les dispositifs incitatifs de type « Robien » et « Aubry 1 » et celle liée aux caractéristiques de mises en œuvre de la RTT. Il s'agit d'évaluer l'impact des modalités de mise en œuvre de la RTT (variation du temps de travail, modification du mode de calcul du temps de travail effectif, négociation, gains de productivité et évolution du coût du travail) sur les embauches réalisées et celui provenant des caractéristiques non observées et du processus de la sélection des établissements « Robien » et « Aubry 1 »

caractérisés par un dynamisme de l'emploi élevé.

Pour ce faire, un modèle de sélection endogène est proposé, dans un premier temps, pour évaluer l'ampleur des créations d'emplois conditionnelle à l'obtention des aides incitatives. Les effets marginaux sont ensuite calculés afin de pouvoir comparer, pour les deux sous-populations d'établissements, l'impact des variables traditionnellement utilisées, susceptibles d'expliquer les embauches lors de la mise en œuvre des 35 heures. Dans un second temps, pour évaluer l'écart observé entre les créations brutes d'emplois des établissements ayant bénéficié des aides et les autres, la décomposition proposée par Oaxaca (1973) est appliquée. Cette décomposition permet de passer d'un écart non ajusté à un écart ajusté en tenant compte des différences observées concernant la mise en œuvre de la RTT (cf. encadré 4).

L'enquête *Passages* comprend une quinzaine de questions relatives aux embauches réalisées lors de la RTT. L'une d'entre elles permet d'obtenir le nombre de postes créés depuis l'entrée en application de la RTT conditionnel au fait que ces embauches ont permis d'accroître l'effectif total de l'établissement ou de l'entreprise (question Q240). Ainsi, lorsqu'il n'y a pas eu d'embauches réalisées consécutivement à la mise en place de la RTT (question Q238) ou que ces embauches ont servi uniquement à compenser des départs sans hausse de l'effectif (question Q239), les créations d'emplois ont été fixées à zéro. Pour 27 % des établissements, les créations d'emplois brutes sont nulles.

Les variables explicatives des créations d'emplois obtenues après expérimentation sont constituées des caractéristiques propres de l'établissement et des éléments identifiés par les modèles macroéconomiques affectant l'ampleur des créations d'emplois associées à la baisse de la durée légale du travail. L'objectif est d'évaluer l'impact de ces variables sur l'ensemble des établissements ayant mis en œuvre la RTT et d'identifier des différences éventuelles entre les établissements ayant obtenu des aides incitatives et les autres.

Pour obtenir des résultats pertinents, l'estimation doit prendre en compte deux dimensions. Les créations d'emplois réalisées par les établissements ne sont observées que lorsqu'elles sont positives. Ce problème de censure à gauche des données, bien connu des économètres, nécessite d'estimer le modèle à l'aide d'un modèle de type *Tobit* (Amémiya, 1984 ; Greene, 2000).

Encadré 4

MÉTHODOLOGIE D'ESTIMATION

L'analyse empirique proposée dans cet article repose sur un modèle de sélection endogène et sur la décomposition d'Oaxaca.

Modèle de sélection endogène

Les créations d'emplois, EMP_i , sont supposées être fonction d'un ensemble de variables explicatives X et d'un terme aléatoire u .

$$y_i^* = \ln(EMP_i) = \beta X_i + u_i \tag{1}$$

La matrice de variables explicatives X est constituée des caractéristiques propres de l'établissement et des éléments identifiés par les modèles macroéconomiques affectant l'ampleur des créations d'emplois associées à la baisse de la durée légale du travail. L'objectif est d'évaluer l'impact de ces variables sur l'ensemble des établissements ayant mis en œuvre la RTT et d'identifier des différences éventuelles entre les établissements ayant obtenu des aides incitatives (« Robien » et « Aubry 1 ») et les autres (« Aubry 2 précurseurs » et « Aubry 2 »).

Les créations d'emplois observées dans l'enquête, notées y_i , ne sont connues que lorsque la variable y_i^* prend une valeur positive. On a :

$$y_i = y_i^* \quad \text{si } y_i^* > 0$$

$$y_i = 0 \quad \text{sinon} \tag{2}$$

Soit y_{ij} le pourcentage de créations d'emplois de l'établissement i ayant bénéficié des aides j , avec $j = 1$ lorsque l'établissement bénéficie des aides incitatives et $j = 2$ lorsqu'il ne bénéficie pas de ces aides. L'obtention des aides incitatives est fonction d'un ensemble de variables composant la matrice Z_i (1).

$$I_i^* = \gamma Z_i + \varepsilon_i \quad \text{avec } \varepsilon_i \sim N(0, 1) \tag{3}$$

On a :

$$I_i = 1 \quad \text{si } I_i^* \geq 0$$

$$I_i = 0 \quad \text{si } I_i^* < 0 \tag{4}$$

On observe l'ampleur des créations d'emplois conditionnelle au fait d'avoir obtenu ou non des aides incitatives. On écrit donc :

$$y_i = \begin{cases} y_{1i} = \beta_1 X_{1i} + u_{1i} & \text{si } I_i = 1 \\ y_{2i} = \beta_2 X_{2i} + u_{2i} & \text{si } I_i = 0 \end{cases} \tag{5}$$

avec

$$y_{ji} = y_{ji}^* \quad \text{si } y_{ji}^* \geq 0$$

$$y_{ji} = 0 \quad \text{sinon avec } j = 1, 2 \tag{6}$$

La fonction de densité associée aux créations d'emplois lorsque l'établissement bénéficie des aides incitatives s'écrit :

$$f(y_{1i} | y_{1i}^* \geq 0, I_i^* \geq 0) = \frac{1}{\text{Prob}(u_{1i} \geq -\beta_1 X_{1i}, \varepsilon_i \geq -\gamma Z_i)} \int_{-\infty}^{\gamma Z_i} f(y_{1i}, \varepsilon) d\varepsilon \tag{7}$$

avec

$$f(y_{1i}, \varepsilon_i) = \frac{1}{2\pi\sigma_{11}\sqrt{1-\rho_1^2}} \exp \left[\frac{-1}{2(1-\rho_1^2)} \left[\left(\frac{y_{1i} - \beta_1 X_{1i}}{\sigma_{11}} \right)^2 - 2\rho_1 \left(\frac{y_{1i} - \beta_1 X_{1i}}{\sigma_{11}} \right) \varepsilon + \varepsilon^2 \right] \right] \tag{8}$$

$$\text{et } \rho_1 = \frac{\sigma_{13}}{\sigma_{11}}$$

La fonction de densité associée aux créations d'emplois lorsque l'établissement ne bénéficie pas des aides incitatives, $f(y_{2i} | y_{2i}^* \geq 0, I_i^* < 0)$, s'obtient de manière symétrique.

→

1. Lors de la construction de l'échantillon de l'enquête Passages le nombre d'établissements « Robien », « Aubry 1 » et « Aubry 2 précurseurs » interrogés a été fixé de manière ad hoc (Bunel, 2002). Cette stratification endogène implique que la variable I n'est pas aléatoire. Pour tenir compte de cette caractéristique, la méthode des pseudo-fonctions de vraisemblance est utilisée.

Encadré 4 (suite)

En supposant que :

$$(u_1, u_2, \varepsilon) \sim N(0, \Sigma) \text{ avec } \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{11}^2 & \sigma_{12} & \sigma_{13} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22}^2 & \sigma_{23} \\ \sigma_{13} & \sigma_{23} & 1 \end{pmatrix}$$

la fonction de vraisemblance s'écrit alors :

$$L = \prod_{\substack{y_{1i} \geq 0 \\ i=1}} \text{Prob}(y_{1i}^* \geq 0, I_i^* \geq 0) f(y_i | y_{1i}^* \geq 0, I_i^* \geq 0) \prod_{\substack{y_{1i} < 0 \\ i=1}} \text{Prob}(y_{1i}^* < 0, I_i^* \geq 0) \prod_{\substack{y_{2i} \geq 0 \\ i=0}} \text{Prob}(y_{2i}^* \geq 0, I_i^* < 0) f(y_i | y_{2i}^* \geq 0, I_i^* < 0) \prod_{\substack{y_{2i} < 0 \\ i=0}} \text{Prob}(y_{2i}^* < 0, I_i^* < 0) \quad [9]$$

Toutefois, comme on n'observe pas simultanément y_{1i} et y_{2i} il n'est pas possible d'estimer la covariance, σ_{12} , entre les termes d'erreur u_1 et u_2 (2). Une telle estimation est donc indéterminée. Pour lever cette indétermination, le choix retenu est d'imposer $\sigma_{12} = 0$ (Nelson, 1977).

La décomposition d'Oaxaca

La décomposition proposée par Oaxaca (1973) permet d'évaluer un écart ajusté tenant compte des différences observées concernant la mise en œuvre de la RTT. Soit r l'écart entre les créations d'emplois des établissements ayant bénéficié des aides incitatives, notées y_1 , et celles des autres établissements, notées y_2 . Comme ces créations d'emplois sont conditionnelles à l'obtention d'aides incitatives, on a :

$$r = \frac{E(y_1 | I = 1) - E(y_2 | I = 0)}{E(y_2 | I = 0)}$$

Oaxaca (1973) propose de réécrire cette relation sous la forme suivante :

$$\ln(r + 1) = \ln E(y_1 | I = 1) - \ln E(y_2 | I = 0) \quad [10]$$

D'après les équations [1] et [3] on a :

$$\begin{aligned} \ln E(y_1 | I = 1) &= \hat{\beta}_1 E(X_1) + \hat{\lambda}_1 \\ \ln E(y_2 | I = 0) &= \hat{\beta}_2 E(X_2) + \hat{\lambda}_2 \end{aligned} \quad [11]$$

avec

$$\hat{\lambda}_i = \frac{\hat{\sigma}_{ii}}{\Phi_{i2}(\cdot)} \left[\phi \left(\frac{\hat{\beta}_i X_i}{\hat{\sigma}_{ii}} \right) \Phi(\hat{A}_i) + \hat{\rho}_i \phi(\hat{\gamma} Z_i) \Phi(\hat{B}_i) \right] \text{ pour } i = 1, 2 \quad [12]$$

ϕ et Φ représentent la fonction de densité et la fonction cumulative de la loi normale, $\rho_i = \frac{\sigma_{13}}{\sigma_{ii}}$ avec $i = 1, 2$ les coefficients de corrélation et :

$$A_i = \frac{\hat{\gamma} Z_i - \rho_i \frac{\hat{\beta}_i X_i}{\hat{\sigma}_{ii}}}{\sqrt{1 - \rho_i^2}} \quad B_i = \frac{\hat{\beta}_i X_i - \rho_i \hat{\gamma} Z}{\sqrt{1 - \rho_i^2}} \quad \Phi_{i2}(\cdot) = \Phi_2 \left(\frac{\hat{\beta}_i X_i}{\hat{\sigma}_{ii}}, \hat{\gamma} Z, \rho_i \right) \quad [13]$$

L'évaluation du différentiel de créations d'emplois s'écrit :

$$\ln(1 + r) = \sum_z \hat{\beta}_{1z} \Delta E(X_z) + \left[\Delta \hat{\beta}_{0z} + \sum_z E(X_{2z}) \Delta \hat{\beta}_z \right] + \hat{\lambda}_1 - \hat{\lambda}_2 \quad [14]$$

différence expliquée
différence inexpliquée
effet sur les
liée aux caractéristi-
par les caractéristiques
inobservables
ques observées
observées

Avec $z = 1, \dots, k$ et

$$\Delta E(X_z) = E(X_{1z}) - E(X_{2z}) \quad \Delta \hat{\beta}_z = \hat{\beta}_{1z} - \hat{\beta}_{2z} \quad \Delta \hat{\beta}_{0z} = \hat{\beta}_{01z} - \hat{\beta}_{02z}$$

2. Maddala (1983) présente différentes estimations pour lesquelles il est possible de déduire σ_{12} en introduisant un critère supplémentaire concernant les y_{ij} observés. Dans notre cas, pour pouvoir déduire σ_{12} , il faudrait faire l'hypothèse que les établissements maximisent la taille de leur effectif. En outre, afin de pouvoir comparer les créations d'emplois réalisées dans les établissements avec aides incitatives et celles réalisées sans aides incitatives, on suppose $X_{1i} = X_{2i} = X_i$.

En outre, les créations d'emplois sont influencées par le fait que les établissements de type « Robien » et « Aubry 1 » ont bénéficié d'aides incitatives et des aides structurelles tandis que les autres établissements n'ont bénéficié que des aides structurelles. Ces créations d'emplois observées sont donc conditionnelles au fait d'avoir obtenu ou non des aides incitatives. L'estimation se caractérise par un biais de sélection endogène (« *endogenous switching models* ») lié au bénéfice de ces aides.

Les estimations obtenues – par la méthode du maximum de vraisemblance – tiennent compte de la censure à gauche des informations sur les créations d'emplois et endogénéisent le choix des établissements concernant l'obtention des aides incitatives (cf. encadré 4).

Probabilité d'obtenir des aides incitatives et taille de l'établissement

Pour expliquer la probabilité qu'un établissement décide ou non de s'inscrire dans un dispositif incitatif de réduction du temps de travail, deux catégories de variables ont été retenues : i) des informations générales relatives à la structure globale de l'établissement et ii) des informations plus spécifiques sur les éventuels intervenants extérieurs (cabinets de conseil, inspecteurs du travail, autres) ayant participé à l'information ou ayant assisté l'entreprise lors de la négociation sur la réduction du temps de travail.

Les déterminants de l'ampleur des créations d'emplois sont de quatre types : i) des informations sur l'ampleur de la RTT et la modification du mode de calcul du temps de travail, ii) des informations sur l'évolution du coût du travail, iii) des informations sur l'évolution de la productivité et de la charge de travail et iv) des informations sur la présence et l'ancienneté syndicale au sein de l'établissement.

Pour tester la pertinence du modèle, deux tests de Wald sont construits. Le premier vise à tester la nullité de tous les coefficients à l'exception des constantes tandis que le second teste la nullité des coefficients déterminant l'ampleur des créations d'emplois. Ces deux tests conduisent à rejeter l'hypothèse au seuil de 99 %.

Dans les résultats obtenus concernant l'estimation de la matrice de variance covariance Σ et des coefficients de corrélation ρ_1 et ρ_2 , il apparaît qu'avoir bénéficié des aides incitatives ou de ne

pas en avoir bénéficié influence fortement l'ampleur des créations d'emplois de chaque catégorie d'établissements (cf. tableau 5). Ces coefficients sont significatifs (respectivement de -0,131 et +0,991) (12).

Afin d'expliquer la probabilité d'obtenir des aides incitatives, pour les établissements passés à 35 heures en 2001, plusieurs variables sont testées. L'utilisation du nombre de salariés à temps plein présents dans l'établissement pour expliquer cette probabilité se justifie aisément. Les établissements appartenant à des entreprises de moins de 20 salariés bénéficient d'un calendrier et des modalités d'application de la RTT bien spécifiques et, de manière générale, la taille des entreprises détermine en grande partie la stratégie retenue en matière de RTT. Différentes études ont montré que les établissements engagés dans la RTT sont, en moyenne, de plus grande taille. Parmi les établissements à 35 heures, les établissements de type « Aubry 2 précurseurs » sont globalement de grande taille par rapport aux établissements « Robien » et « Aubry 1 » (Commissariat général du plan, 2001).

Les établissements appartenant à des groupes ont adopté une stratégie bien spécifique à l'égard des dispositifs de RTT. Ils ont été plutôt attentistes et, lorsqu'ils ont mis en œuvre les 35 heures, ils l'ont fait soit dans le cadre « Aubry 2 précurseurs » pour influencer les modalités d'application de la loi Aubry 2 (Commissariat général du Plan, 2001), soit dans le cadre « Aubry 2 » pour être en conformité avec la nouvelle législation. Les établissements de type « Aubry 2 » après 2000 sont, de ce fait, relativement plus hétérogènes que les autres catégories d'établissements. Ils comprennent à la fois des établissements de petite et de grande taille.

L'obtention des aides incitatives suppose l'existence d'un processus de négociation ayant permis la signature d'un accord touchant simultanément le temps de travail, les salaires, l'emploi et l'organisation. Un tel processus peut être facilité ou entravé par la présence de délégués syndicaux dans l'entreprise ou dans l'établissement. Le savoir-faire et l'expérience de ces représentants des salariés peuvent permettre de définir des projets d'aménagement du travail et

12. Ces variables et les résultats obtenus sont présentés plus en détail dans le paragraphe suivant. Les références aux questions de l'enquête Passages et la construction des variables sont présentées en annexe.

du temps de travail satisfaisants pour les employés et pour la direction, et ainsi d'aboutir rapidement à un compromis (13).

Les variables taille de l'entreprise et de l'établissement et la présence d'un syndicat n'ont pu être introduites de manière indépendante à cause de la forte corrélation existant entre ces deux dimensions. En France, les syndicats sont davantage concentrés dans les établissements de

grande taille. Pour éviter ce problème de colinéarité, sept variables croisant la taille de

13. La position des cinq confédérations syndicales représentatives au niveau national à l'égard de la RTT est relativement différente (Freyssinet, 1997 ; Commissariat général du Plan, 2001). L'appartenance du délégué syndical à telle ou telle confédération peut ainsi influencer de manière différente la négociation sur la RTT puisque certains refusent davantage l'idée d'un compromis entre équilibre financier et conditions de travail avec leur direction. Mais la taille de l'échantillon et les nombreuses non-réponses ne permettent pas de traiter cette dimension.

Tableau 5
Déterminants des créations d'emplois

	Établissements avec aides		Établissements sans aides	
	Coefficient	Effet marginal	Coefficient	Effet marginal
Constante	2,067 (0,135***)		- 1,299 (0,374***)	
Secteur industriel (<i>indus</i>)	- 0,058 (0,047)	- 0,049	0,105 (0,038)	0,101
<i>Hors groupe sans syndicat</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Hors groupe avec syndicat récent (1)	- 0,264 (0,103***)	- 0,223	0,262 (0,079***)	0,251
Hors groupe avec syndicat ancien (2)	- 0,525 (0,102***)	- 0,442	0,010 (0,088)	0,010
Dans groupe sans syndicat	0,157 (0,089**)	0,132	- 0,641 (0,133***)	- 0,615
Dans groupe avec syndicat récent (1)	- 0,057 (0,095)	- 0,048	0,069 (0,068)	0,066
Dans groupe avec syndicat ancien (2)	- 0,336 (0,078***)	- 0,283	- 0,265 (0,064***)	- 0,255
↗ Charge de travail et ↗ productivité (<i>Produc1</i>)	- 0,342 (0,078***)	- 0,288	- 0,146 (0,055***)	- 0,140
↗ Charge de travail et = productivité (<i>Produc2</i>)	- 0,333 (0,059***)	- 0,280	- 0,126 (0,087*)	- 0,121
= Charge de travail et ↗ productivité (<i>Produc3</i>)	- 0,340 (0,041***)	- 0,286	0,302 (0,077***)	0,289
= Charge de travail et = productivité (<i>Produc4</i>)	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Absence de hausse du coût de la main-d'œuvre (<i>coutmdo</i>)	0,580 (0,053***)	0,488	0,211 (0,030***)	0,202
Modification du calcul du temps de travail (<i>modift</i>)	- 0,349 (0,045***)	- 0,294	- 0,449 (0,033***)	- 0,431
RTT de moins de 8 % (<i>vtt1</i>)	- 0,544 (0,066***)	- 0,458	- 0,015 (0,055)	- 0,014
RTT de 8 % (<i>vtt2</i>)	- 0,512 (0,067***)	- 0,431	- 0,086 (0,080)	- 0,082
<i>RTT de plus de 8 % (vtt3)</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Discussion sur les salaires (<i>discuw</i>)	0,397 (0,049***)	0,335	0,168 (0,033***)	0,162
ρ	- 0,131		0,991	
$\hat{\Sigma} = \begin{pmatrix} \hat{\sigma}_{11}^2 & 0 & \hat{\sigma}_{13} \\ 0 & \hat{\sigma}_{22}^2 & \hat{\sigma}_{23} \\ \hat{\sigma}_{13} & \hat{\sigma}_{23} & 1 \end{pmatrix}$	$\begin{pmatrix} 0,846 & 0,000 & 0,121 \\ 0,000 & 19,964 & 4,429 \\ -0,121 & 4,429 & 1 \end{pmatrix}$			
Fonction de vraisemblance	43 144 813,88			
Effectif	361		264	
Effectif pondéré	1 228 222		1 786 785	
1. Moins de 10 ans. 2. Plus de 10 ans.				

Lecture : pour identifier le modèle, on suppose comme dans Maddala (1983) que $\sigma_{12} = 0$. *** significatif au seuil de 1 %, ** au seuil de 5 %, * au seuil de 10 %. Réf. : catégorie de référence.
Source : enquête Passages (pondération effectif), Dares.

l'entreprise à laquelle l'établissement appartient et la présence syndicale sont introduites. Toutes ces variables sont significatives (cf. tableau 6). Les établissements ayant obtenu des aides appartiennent à des entreprises de taille plus modeste. Globalement, la présence syndicale affecte peu la probabilité d'obtenir des aides incitatives.

Les établissements n'appartenant pas au secteur concurrentiel telles les associations, les coopératives et les mutuelles (variable *Nconcu*), ont une probabilité plus élevée d'obtenir des aides incitatives et ont davantage participé aux dispositifs « Robien » et « Aubry 1 ». Ce résultat est conforme à ceux obtenus à l'aide d'autres sources statistiques (Commissariat général du Plan, 2001).

La composition de la main-d'œuvre et notamment la présence de nombreux ouvriers risque d'affecter la probabilité d'obtenir des aides incitatives. Les établissements dits « de main-d'œuvre » bénéficient lorsqu'ils s'engagent dans le dispositif « Aubry 1 » d'aides incitatives additionnelles. En outre, ces établissements concentrés dans le secteur industriel peuvent davantage bénéficier d'une réorganisation et d'un aménagement du temps de travail associés

à la RTT. La variable *ouvrier* introduite dans l'analyse correspond donc aux établissements composés de 70 % et plus d'ouvriers qualifiés et non qualifiés. Cette variable est positive et significative. Ainsi, les établissements ayant bénéficié d'aides incitatives sont ceux dont la proportion d'ouvriers est relativement forte.

Les établissements ayant bénéficié des aides incitatives ont davantage réduit la durée effective hebdomadaire de leur catégorie majoritaire de salariés que les autres. Le coefficient de la variable *duree* correspondant à une durée annuelle de plus de 1 600 heures, soit une durée hebdomadaire moyenne supérieure à 35 heures, est négatif et significatif.

Pour faciliter la mise en œuvre de la RTT, les établissements peuvent solliciter des informations auprès d'intervenants extérieurs. Ces interventions financées, en partie ou en totalité, par le dispositif *Appui Conseil* visent à organiser le dialogue social et à aider les entreprises à négocier et à mettre en œuvre la RTT afin de développer ou maintenir l'emploi tout en préservant la compétitivité des entreprises et les conditions de travail des salariés (circulaire du 15 février 1999 sur le dispositif *Appui Conseil*). Globalement, ces interven-

Tableau 6
Probabilité d'obtenir des aides incitatives

	Nom de variable	Coefficient	Écart-type	Significativité
Constante	-	- 0,185	0,012	***
L'établissement appartient à une entreprise...				
... de moins de 20 salariés	<i>tail1</i>	0,862	0,123	***
... de 20 à 50 salariés et sans syndicat	<i>tail2syn0</i>	0,107	0,068	*
... de 50 salariés et plus et sans syndicat	<i>tailsyn0</i>	0,147	0,023	***
... de 20 à 50 salariés avec syndicat	<i>tail2syn1</i>	0,008	0,001	
... de 50 à 500 salariés avec syndicat	<i>tail3syn1</i>	0,161	0,017	***
... de 500 à 2 000 salariés avec syndicat	<i>tail4syn1</i>	- 0,084	0,015	***
... de 2 000 salariés et plus avec syndicat	<i>tail5syn1</i>	Réf.		
Durée effective du travail > 1 600 heures	<i>Durée</i>	- 0,046	0,011	***
Secteur non concurrentiel (coopérative, mutuelle ou association 1901)	<i>Nconcu</i>	0,084	0,015	***
70 % et plus d'ouvriers	<i>Ouvrier</i>	0,099	0,015	***
Intervenants extérieurs				
Cabinet de consultants, d'avocats ou d'experts-comptables	<i>inter1</i>	- 0,026	0,006	***
Inspecteur du travail, Anact ou Aract (1)	<i>inter2</i>	0,078	0,014	***
Autres intervenants (2)	<i>inter3</i>	0,001	0,010	
Aucun intervenant	<i>inter4</i>	- 0,103	0,012	***

1. Anact : Agence nationale pour l'amélioration des conditions de travail ; Aract : Agences régionales pour l'amélioration des conditions de travail.
2. Principalement syndicats de salariés et syndicats professionnels.

Lecture : Réf. désigne la variable de référence. Significativité : *** au seuil de 1 % ; * au seuil de 10 %.
Source : enquête Passages, Dares.

tions peuvent avoir une influence significative sur le type d'accord signé et ses modalités. Par ailleurs, l'intervention d'institutions privées (cabinet de consultants, d'avocats ou d'experts-comptables) ou des services du ministère de l'Emploi (inspecteurs du travail et membres de l'Agence nationale pour l'amélioration des conditions de travail (Anact) ou des Agences régionales pour l'amélioration des conditions de travail (Aract)) peuvent avoir influencé les stratégies des entreprises à l'égard des dispositifs de RTT. D'après les résultats obtenus, les établissements ayant bénéficié des aides incitatives ont davantage sollicité l'aide d'intervenants extérieurs privés ou liés aux services du ministère de l'Emploi. En revanche, ils ont moins sollicité les syndicats de salariés et les syndicats professionnels.

Des différences significatives apparaissent concernant les intervenants extérieurs auprès desquels l'établissement a sollicité des informations (cf. tableau 6). Les inspecteurs du travail et l'Anact (variable *inter2*) sont intervenus de manière plus fréquente dans les établissements « Robien » et « Aubry 1 ». Ces établissements ont eu besoin de solliciter des informations plus précises, auprès des instances du ministère de l'Emploi, sur les modalités de mises en œuvre de la RTT et sur les conditions à respecter pour obtenir les aides incitatives, étant donné que l'obtention des aides est conditionnelle à un accord plus contraignant en termes d'évolution du temps de travail et de hausse des effectifs. Les établissements n'ayant pas bénéficié de ces aides ont, au contraire, davantage sollicité les cabinets d'experts-comptables ou d'avocats (variable *inter1*) ou n'ont sollicité aucune intervention extérieure (variable *inter4*).

L'influence de plusieurs variables relatives à l'environnement économique de l'établissement et à sa position sur le marché a été testée. Ces variables n'étant pas significatives, elles n'ont pas été retenues du fait d'un nombre important de non-réponses associées à ces questions et à l'existence de colinéarité avec les autres variables retenues.

Les déterminants des créations d'emplois : ampleur de la RTT, gains de productivité, etc.

La législation sur l'ampleur de la baisse du temps de travail et sur son mode de calcul est plus contraignante pour les établissements de

type « Robien » et « Aubry 1 ». Ces derniers, pour obtenir les aides incitatives, doivent réduire leur temps de travail d'au moins 10 % sans modifier le calcul du temps de travail effectif. Ils n'ont pas la possibilité d'exclure des pauses, du temps de transport ou du temps de formation, du temps de travail effectif ou de décompter au titre de la RTT des jours de repos préalablement accordés. Pour ces établissements, il ne s'agit pas de passer simplement aux 35 heures comme pour ceux de type « Aubry 2 précurseurs » et « Aubry 2 ». Cependant, les établissements « Robien » et « Aubry 1 » peuvent avoir réaménagé le système de pauses et de jours de repos préalablement accordés à condition que le temps de travail effectif total ait baissé d'au moins 10 %.

Les simulations macroéconomiques montrent que plus l'ampleur de la baisse effective du temps de travail est importante, plus les créations d'emplois devraient être fortes (Heyer et Timbeau, 2000). Ainsi, les établissements pour lesquels le temps de travail effectif de la catégorie majoritaire de salariés n'a baissé que faiblement lors de la mise en œuvre de la RTT sont susceptibles d'avoir créé moins d'emplois. Les variables dichotomiques *vtt1*, *vtt2* et *vtt3* tiennent compte de l'ampleur de la RTT et correspondent respectivement à une baisse du temps de travail effectif de moins de 8 %, de 8 % et de plus de 8 %.

Par ailleurs, les établissements ayant modifié le mode de calcul du temps de travail en excluant, par exemple, des pauses, du temps de formation ou du temps de transport ou en décomptant au titre de la RTT des jours ou des demi-journées préalablement accordés, sont incités à accroître davantage leur effectif. La variable *ModifT* rend compte d'un tel changement. Cette variable affecte négativement et significativement l'ampleur des créations d'emplois et ceci aussi bien pour les établissements ayant obtenu les aides que pour ceux n'en ayant pas obtenu (cf. tableau 5). L'ampleur de la variation du temps de travail affecte fortement et significativement les créations d'emplois réalisées par les établissements « Robien » et « Aubry 1 ». Moins la baisse du temps de travail effectif de la catégorie majoritaire de salariés est importante, moins les créations d'emplois sont fortes. Pour les établissements n'ayant pas bénéficié des aides incitatives, l'impact de la variable *vtt1* sur l'ampleur de la variation du temps de travail est nettement plus faible et non significatif.

Le montant de la compensation salariale, la mise en place d'un gel des rémunérations ou d'une modération salariale constituent un élément clef de l'effet emploi de la RTT selon les modèles macroéconomiques. En effet, la mise en œuvre de la RTT affecte le coût du travail de la grande majorité des établissements. Or, l'équilibre financier global d'un tel processus risque de déterminer *in fine* l'ampleur et la durabilité des emplois créés. Cet équilibre est fonction des aides publiques obtenues (aides incitatives et aides structurelles), de l'ampleur de la compensation et de la modération salariale et des réorganisations mises en œuvre.

Étant donné que moins de 7 % des établissements de l'échantillon ont réduit partiellement ou dans les mêmes proportions que la baisse du temps de travail la rémunération de leurs salariés, l'impact de la compensation salariale sur l'ampleur des créations d'emplois n'a pas pu être testé.

Il est cependant possible de tester l'impact des discussions ayant eu lieu sur les rémunérations. Lorsque les salaires ont fait l'objet des discussions les plus longues et les plus difficiles, il paraît probable de supposer que, dans un tel cas, la question de la contribution des salariés au processus de RTT et à son équilibre financier pour l'établissement a dû être posée. La question des rémunérations risque d'être plus conflictuelle dans les établissements où il est demandé aux salariés d'accepter soit une baisse de leur rémunération, soit une modération salariale ou soit la perte de certaines primes. Cette situation apparaît dans 40 % des établissements de type « Robien » et « Aubry 1 » et dans 25 % des établissements n'ayant pas obtenu des aides. La variable *Discuw*, qui reflète l'existence de discussions longues et difficiles sur les salaires, apparaît positive et significative aussi bien pour les établissements ayant reçu des aides incitatives que pour ceux ne les ayant pas reçues.

Pour tester l'impact de l'évolution du coût du travail sur l'ampleur des créations d'emplois, la variable *Coutmdo* est également introduite. Elle reflète le sentiment général du chef d'établissement sur l'évolution globale du coût du travail par unité produite ou par point de chiffre d'affaires en tenant compte des subsides de l'État. Cette variable influence fortement et significativement les créations d'emplois des deux types d'établissements étudiés. Les établissements ont créé davantage d'emplois lorsque la mise en œuvre de la RTT n'a pas généré de hausse du coût du travail.

L'ampleur des gains de productivité est également au centre des analyses macroéconomiques sur l'ampleur des créations d'emplois. Plus ces gains sont élevés, moins l'effet de la RTT sur l'emploi devrait être important. Pour tester cette relation, les variables *Produc1*, *Produc2*, *Produc3* et *Produc4* croisant l'évolution de la charge de travail et l'ampleur des gains de productivité sont introduites (cf. tableau 2 pour la présentation de ces variables). Pour l'ensemble des établissements, une hausse de la charge de travail de la catégorie majoritaire de salariés lors de l'instauration de la RTT a tendance à réduire l'ampleur des embauches réalisées (cf. tableau 7).

En revanche, la hausse de la productivité affecte différemment les établissements ayant ou non reçu les aides incitatives. Cette hausse influence négativement et significativement les créations d'emplois réalisées par les établissements « Robien » et « Aubry 1 », tandis que son impact sur les créations d'emplois des établissements « Aubry 2 » est plus ambigu. Cette différence peut s'expliquer, soit par une différence structurelle sur les créations d'emplois associées à la RTT, soit par un manque de recul à l'égard d'un processus relativement récent pour les établissements « Aubry 2 ».

Enfin, les modèles macroéconomiques à fondements microéconomiques mettent en évidence que le pouvoir de négociation des salariés et de leurs représentants, et la préférence de ces derniers pour l'emploi pourrait affecter significativement l'ampleur des créations d'emplois. L'impact de la présence d'un syndicat et de son ancienneté sur l'ampleur des créations d'emplois a donc été testé. La diffusion des 35 heures a entraîné le développement de la présence syndicale au sein de l'ensemble des établissements afin de pouvoir ratifier l'accord de RTT. Ainsi, pour tester le rôle de la présence d'un syndicat au sein de l'établissement, il est nécessaire de tenir compte de l'ancienneté du syndicat pour distinguer les établissements ayant une tradition syndicale, de ceux dont la présence syndicale est plus récente. Par ailleurs, l'existence d'une forte corrélation entre la présence et l'ancienneté syndicale, et l'appartenance de l'établissement à un groupe, contraint à créer une variable croisant l'appartenance à un groupe et l'ancienneté syndicale. Les variables *Gpe0synd1*, *Gpe0synd2* et *Gpe0synd3* correspondent au cas où l'établissement n'appartient pas à un groupe et où respectivement aucun syndicat n'est présent dans l'établissement, le syndicat est présent depuis

moins de 10 ans et le syndicat est présent depuis 10 ans et plus. Les variables *Gpe1synd1*, *Gpe1synd2* et *Gpe1synd3* correspondent aux mêmes situations lorsque l'établissement appartient à un groupe.

Pour les établissements ayant bénéficié des aides incitatives, l'appartenance à un groupe ne semble pas affecter en soi l'ampleur des créations d'emplois (cf. tableau 5). Le coefficient *Gpe1synd1* est positif et significatif contrairement au coefficient *Gpe1synd2*. Au contraire, la présence et l'ancienneté d'un syndicat affectent négativement et significativement l'ampleur des créations d'emplois. Pour les établissements n'ayant pas bénéficié des aides incitatives, l'appartenance à un groupe affecte négativement l'ampleur des créations d'emplois. Seuls les établissements où le syndicat est présent depuis plus de 10 ans ont eu tendance à créer moins d'emplois. Toutefois, les variables croisant l'appartenance à un groupe et l'ancienneté syndicale sont corrélées à la taille des entreprises. L'impact de ces variables reflète également

un effet taille sur l'ampleur des créations d'emplois.

Les différences de créations d'emplois estimées par la procédure d'Oaxaca

Les coefficients obtenus pour les établissements avec ou sans aides (cf. colonnes 1 et 3 du tableau 5) ne fournissent pas directement l'impact des variables explicatives sur l'ampleur des créations d'emplois. Il est nécessaire de procéder à des calculs complémentaires pour obtenir les effets marginaux de chaque variable explicative.

Les établissements ayant bénéficié d'aides incitatives ont, en moyenne, créé plus d'emplois que les autres (cf. tableau 1). La différence brute entre les créations d'emplois réalisées par ces deux populations est de plus de 5,7 points. Cet écart s'explique par des différences entre établissements concernant la mise en œuvre de la RTT et par un processus de

Tableau 7
Décomposition de Oaxaca

	Nom de variable	Différence	Coefficient
Différence non ajustée		5,72	1
Différence expliquée par caractéristiques observées			
Secteur industriel	<i>indus</i>		- 0,000
Hors groupe sans syndicat	<i>Gpe0synd1</i>		Réf.
Hors groupe avec syndicat récent (1)	<i>Gpe0synd2</i>		- 0,005
Hors groupe avec syndicat ancien (2)	<i>Gpe0synd3</i>		0,001
Dans groupe sans syndicat	<i>Gpe1synd1</i>		- 0,002
Dans groupe avec syndicat récent (1)	<i>Gpe1synd2</i>		- 0,000
Dans groupe avec syndicat ancien (2)	<i>Gpe1synd3</i>		0,008
↗ Charge de travail et ↗ productivité	<i>Produc1</i>		- 0,003
↗ Charge de travail et = productivité	<i>Produc2</i>		0,005
= Charge de travail et ↗ productivité	<i>Produc3</i>		- 0,021
= Charge de travail et = productivité	<i>Produc4</i>		Réf.
Absence de hausse du coût de la main-d'œuvre	<i>coutmdo</i>		0,311
Modification du calcul du temps de travail	<i>modift</i>		0,047
RTT de moins de 8 %	<i>vtt1</i>		0,120
RTT de 8 %	<i>vtt2</i>		- 0,048
RTT de plus de 8 %	<i>vtt3</i>		Réf.
Discussion sur les salaires	<i>discuw</i>		0,035
Différence ajustée		2,73	
1. Moins de dix ans. 2. Plus de dix ans.			

Lecture : la dernière colonne correspond au premier terme de la décomposition d'Oaxaca proposée (équation [13] de l'encadré 4). Les coefficients sont normalisés à 1 en les exprimant en point de pourcentage de la différence de création d'emploi totale (Oaxaca, 1973). Un nombre positif indique que cette caractéristique explique une partie de la différence non ajustée tandis qu'un nombre négatif réduit cette différence non ajustée. La différence ajustée des créations d'emplois correspond à la différence non ajustée amputée du pourcentage attribuable aux caractéristiques observables. Réf. : catégorie de référence.
Source : enquête Passages (pondération effectif), Dares.

sélection de ceux ayant opté pour les dispositifs « Robien » et « Aubry 1 ». Fiore, Passeron et Roger (2000) ont montré que ces établissements sont plus dynamiques en termes de créations d'emplois.

Le calcul des effets marginaux permet de déterminer l'impact de chacune des variables de mise en œuvre de la RTT alors que la procédure d'Oaxaca permet de mesurer l'ampleur du biais de sélection. Les colonnes 2 et 4 du tableau 5 présentent les effets marginaux de chaque variable retenue sur l'ampleur des créations d'emplois. L'analyse révèle des différences notables concernant l'impact des variables de mise en œuvre de la RTT et de celles caractérisant les établissements (cf. tableau 5).

Pour les établissements ayant obtenu les aides incitatives, l'ampleur de la variation effective et l'évolution du coût du travail affectent davantage les créations d'emplois réalisées que les autres variables retenues. En revanche, pour les établissements n'ayant pas obtenu d'aides incitatives, l'absence de modification du mode de calcul du temps de travail et les caractéristiques de l'établissement expliquent principalement les créations d'emplois. Par ailleurs, les variables de mise en œuvre de la RTT ont eu, globalement, une influence plus importante sur l'ampleur des créations d'emplois des établissements « Robien » et « Aubry 1 » et ont moins affecté celle des établissements « Aubry 2 précursseurs » et « Aubry 2 ».

Seule l'absence de modification du mode de calcul du temps de travail effectif influence dans les mêmes proportions les deux types d'établissements (- 0,294 contre - 0,431). Cependant, l'ampleur de la variation du temps de travail affecte très largement les créations d'emplois réalisées par les établissements avec aides incitatives (- 0,458 et - 0,431) et faiblement ceux sans aides incitatives (- 0,014 et - 0,082).

L'augmentation de la charge de travail de la catégorie majoritaire de salariés affecte négativement les créations d'emplois des deux sous-populations d'établissements. Toutefois, l'effet global reste nettement plus important pour les établissements « Robien » et « Aubry 1 » (- 0,568 contre - 0,261). En outre, l'effet de la hausse de la productivité est négatif, significatif et de forte ampleur pour les premiers, mais ambigu pour les seconds. On retrouve le résultat obtenu lors de l'analyse des statistiques descriptives.

Enfin, les coefficients d'appartenance à un groupe, de présence et d'ancienneté syndicale affectent davantage, relativement aux autres variables en présence, les établissements sans aides incitatives que les autres. Pour ceux n'ayant pas bénéficié des aides incitatives, l'absence de syndicat dans les établissements appartenant à un groupe joue négativement et influence fortement l'ampleur des créations d'emplois (- 0,615).

Ainsi, pour les établissements « Robien » et « Aubry 1 », même s'il existe un effet d'aubaine significatif, les créations d'emplois réalisées sont largement influencées par les caractéristiques de la mise en œuvre de la RTT (ampleur de la baisse du temps de travail effectif, évolution du coût de la main-d'œuvre et gains de productivité). Les éléments clés identifiés par les modèles macroéconomiques déterminant l'effet global de la RTT sur l'emploi semblent expliquer fortement les créations d'emplois des établissements « Robien » et « Aubry 1 ». En revanche, l'effet de ces variables sur les créations d'emplois des établissements « Aubry 2 précursseurs » et « Aubry 2 » est moins important mais reste significatif. Pour ces établissements, l'appartenance à un groupe et l'ancienneté syndicale ont un impact marginal plus fort que les autres variables de mise en œuvre de la RTT.

Ainsi, les créations d'emplois des établissements ayant bénéficié des aides incitatives sont davantage liées aux modalités d'application de la RTT que pour les autres établissements. Afin de tenir compte de cette différence, la procédure d'Oaxaca est utilisée pour déterminer l'écart de créations d'emplois moyen ajusté des caractéristiques de mise en œuvre de la RTT pour ces deux sous-populations d'établissements (Oaxaca, 1973). La démarche consiste à retrancher de l'écart de créations d'emplois non ajusté la partie s'expliquant par les modalités d'application de la RTT observées (cf. équation [13] de l'encadré 4). Cette analyse permet de décomposer l'écart moyen de créations d'emplois en trois éléments : 1) un différentiel de créations d'emplois lié aux caractéristiques observées des établissements ayant bénéficié ou non des aides incitatives ; 2) une partie non expliquée par les caractéristiques observables ; 3) une partie provenant de l'effet de sélection lors de l'obtention des aides incitatives.

Les éléments 2) et 3) permettent de décomposer en deux effets l'impact des caractéristiques inobservables :

- les éléments inobservables qui expliquent l'ampleur des créations d'emplois mais qui n'affectent pas l'obtention des aides incitatives (par exemple, la motivation des salariés ou le management) ;

- les éléments inobservables qui expliquent simultanément le fait d'obtenir ou non des aides incitatives et l'ampleur des créations d'emplois (les réorganisations mises en œuvre lors de la RTT ou l'état d'esprit du chef d'établissement à l'égard des 35 heures).

Selon la répartition obtenue au moyen de la décomposition d'Oaxaca, l'écart de créations d'emplois moyen ajusté des conséquences de la RTT sur l'établissement est de 2,7 points alors que l'écart non ajusté est de plus de 5,7 points (cf. tableau 7). Ainsi, les modalités de mise en œuvre de la RTT et ses effets sur l'établissement permettent d'expliquer une large partie de l'écart de créations d'emplois observé. Les différences concernant l'évolution du coût de la main-d'œuvre et l'ampleur de la baisse effective du temps de travail de la catégorie majoritaire participent principalement à cet écart.

La moitié de la différence moyenne de créations d'emplois entre les établissements ayant obtenu des aides incitatives et les autres s'explique par les modalités de mise en œuvre de la RTT et l'autre moitié découle du processus de sélection et des caractéristiques non observées (incluant la constante).

*
* *

Il existe bien un effet de sélection concernant le choix des établissements passés les premiers à 35 heures dans le cadre des dispositifs incitatifs « Robien » et « Aubry 1 ». Ces établissements plus dynamiques en termes de créations d'emplois ont vu leur effectif augmenter plus rapidement que les autres. Néanmoins, cet effet ne permet pas d'expliquer en totalité les écarts de créations d'emplois observés. Les décisions des établissements liées au processus de négociation avec leurs salariés concernant la mise en œuvre effective des 35 heures – notamment en termes de variation effective du temps de travail, d'évolution des salaires et de réorganisations – expliquent près de la moitié du surplus d'emplois. Ainsi, l'effet des 35 heures sur l'emploi n'est ni automatique ni le résultat d'un simple effet d'aubaine mais dépend largement des choix des agents économiques. □

BIBLIOGRAPHIE

Alis D. et Fauconnier D. (2000), « L'impact micro-économique de la réduction du temps de travail », *Premières Synthèses*, n° 26.2, juin.

Amémiya T. (1984), « Tobit Models: A Survey », *Journal of Econometrics*, n° 24, pp. 3-63.

Ardilly P. (1994), *Les techniques de sondage*, Paris, Éditions Technip.

Bunel M. (2002), Enquête PASSAGES : Projets, Attitudes, Stratégies et Accords liés à la Généralisation des 35 heures : guide méthodologique et analyses préliminaires, Document d'études de la Dares, n° 57.

Bunel M., Coutrot T. et Zilberman S. (2002), « Le passage à 35 heures vu par les employeurs », *Premières Synthèses*, n° 17.2, avril.

Cahuc P. (2001), « L'expérience française de réduction du temps de travail : moins d'emplois et plus d'inégalités », *Revue Française d'Économie*, vol. 15, n° 3, pp. 141-166.

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

Charpin J.-M. et Mairesse J. (1978), « Réduction de la durée du travail et chômage », *Revue Économique*, n° 1, pp. 189-206.

Commissariat général du Plan (2001), « Réduction du temps de travail : les enseignements de l'observation », Rapport de la commission présidée par Henri Rouilleault, La documentation Française, Paris.

- Cosslett S. (1981)**, « Maximum Likelihood Estimator for Choice-Based Samples », *Econometrica*, n° 9, pp. 1289-1316.
- Doisneau L. (2000)**, « Les conventions de réduction du temps de travail de 1998 à 2000 : embaucher, maintenir les rémunérations, se réorganiser », *Premières Synthèses*, n° 45, novembre.
- Fiole M., Passeron V. et Roger M. (2000)**, « Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail », Document d'études, n° 35, janvier, Dares.
- Freyssinet J. (1997)**, *Le temps de travail en miettes : 20 ans de politique de l'emploi et de négociation collective*, Les éditions de l'Atelier, Éditions Ouvrières, Paris.
- Gouriéroux C. et Monfort A. (1989)**, « Econometrics Based on Endogeneous Samples », Working Paper, Crest-Ensaie.
- Greene W. (2000)**, *Econometric Analysis*, Prentice Hall International, Fourth Edition, New Jersey.
- Gubian A. (2000)**, « Les 35 heures et l'emploi : d'une loi Aubry à l'autre », *Regards sur l'actualité*, n° 259, pp. 3-26.
- Heckman J.J., Lalonde R.J. et Smith J.A. (2000)**, « The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs », in *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, O. Ashenfelter et D. Card (eds.), North Holland, Amsterdam, pp. 1865-2097.
- Heyer E. et Timbeau X. (2000)**, « 35 heures : réduction réduite », *Revue de l'OFCE*, n° 74, pp. 53-95.
- Laffargue J.-P. et Saint-Martin A. (2000)**, « Réduction de la durée du travail, salaire et emploi, une analyse avec un modèle d'équilibre général calculable Charlotte », document de travail du Cepremap.
- Lerman S. et Manski C. (1977)**, « The Estimation of Choice Probabilities from Choice-Based Samples », *Econometrica*, n° 45, pp. 1977-1988.
- Maddala G. (1983)**, *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, New York: Cambridge University Press.
- Manski C. (1995)**, *Identification Problems in Econometrics*, Cambridge: Harvard University Press.
- Manski C.F. et Mc Fadden D. (1981)**, « Alternative Estimators and Sample Designs for Discrete Choice Analysis », in *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, C.F. Manski et D. Mc Fadden (eds.), pp. 2-50.
- Nelson F. (1977)**, « Censored Regression Models with Unobserved, Stochastic Censoring Threshold », *Journal of Econometrics*, n° 6, pp. 309-327.
- Oaxaca R. (1973)**, « Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets », *International Economic Review*, vol. 14, n° 3, pp. 693-709.
- Oudiz G., Raoul E. et Sterdyniak H. (1979)**, « Réduire la durée du travail : quelles conséquences ? », *Économie et Statistique*, n° 111, pp. 3-17.
- Passeron V. (2002)**, « 35 heures : 3 ans de mise en œuvre du dispositif Aubry I », *Premières Synthèses*, n° 06.2, février.
- Pham H. (2002)**, « Les modalités de passage à 35 heures en 2000 », *Premières Synthèses*, n° 06.3, février.
- Pisany-Ferry J. (2000)**, *Plein Emploi*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique, La documentation Française, Paris.
- Rubin D. (1974)**, « Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Nonrandomized Studies », *Journal of Educational Psychology*, n° 66, pp. 688-701.

Tableau A
Statistiques descriptives

En %

	Obtention des aides incitatives	Pourcentage d'emplois créés
Taille des entreprises		
De 5 à 19 salariés	8,3	10,4
De 20 à 49 salariés	14,7	8,4
De 50 à 499 salariés	40,8	8,6
De 500 à 1 999 salariés	16,5	4,1
2 000 salariés et plus	19,6	5,5
Secteurs d'activité		
Industrie	35,8	5,6
Commerce et transport	30,2	7,2
Services aux entreprises	22,4	7,7
Services aux particuliers	11,6	8,0
Plus de 70 % d'ouvriers	22,5	8,4
Établissement appartient à un groupe	48,0	5,8
Ancienneté syndicale		
Dix ans et plus	29,4	10,4
Moins de dix ans	28,6	8,4
Pas de syndicat	42,0	4,8
Réduction de temps de travail		
De moins de 8 %	39,3	5,8
De 8 %	33,8	6,5
De plus de 8 %	26,9	9,0
Lors de la RTT		
Augmentation de la charge de travail	27,3	5,2
Augmentation de la productivité	35,8	5,8
Ensemble	40,7	6,7

Source : enquête Passages, Dares.

Tableau B
Construction des variables

Variabes	Description
<i>Gpe0synd1</i>	L'établissement n'appartient pas à un groupe (<i>groupe</i> = 0) et aucun syndicat n'est présent ni dans l'entreprise ni dans l'établissement (<i>synd</i> = 1)
<i>Gpe0synd2</i>	<i>Groupe</i> = 0 et un syndicat est présent dans l'entreprise ou dans l'établissement depuis moins de dix ans (<i>synd</i> = 2)
<i>Gpe0synd3</i>	<i>Groupe</i> = 0 et un syndicat est présent dans l'entreprise ou dans l'établissement depuis plus de dix ans (<i>synd</i> = 3)
<i>Gpe1synd1</i>	L'établissement appartient à un groupe (<i>groupe</i> = 1) et <i>synd</i> = 1
<i>Gpe1synd2</i>	<i>Groupe</i> = 1 et <i>synd</i> = 2
<i>Gpe1synd3</i>	<i>Groupe</i> = 1 et <i>synd</i> = 3
<i>Produc1</i>	La charge de travail de la catégorie majoritaire de salariés a augmenté au moment de la RTT (<i>charge</i> = 1) et la RTT a « plutôt amélioré la productivité » (<i>Pté</i> = 0)
<i>Produc2</i>	<i>Charge</i> = 1 et la RTT n'a pas « plutôt amélioré la productivité » (<i>Pté</i> = 0)
<i>Produc3</i>	La charge de travail de la catégorie majoritaire de salariés n'a pas augmenté au moment de la RTT (<i>charge</i> = 0) et <i>Pté</i> = 1
<i>Produc4</i>	<i>Charge</i> = 0 et <i>Pté</i> = 0
<i>Duree</i>	La durée effective hebdomadaire des salariés de la catégorie majoritaire est supérieure à 35 heures en moyenne sur l'année
<i>Coutmdo</i>	Globalement, la RTT n'a pas entraîné de hausse du coût de la main-d'œuvre ou cette hausse a été compensée partiellement ou totalement par les allègements de cotisations sociales
<i>Modift</i>	Pour faciliter le passage aux 35 heures, l'établissement a exclu des pauses, du temps de formation ou du temps de transport ou a décompté au titre de la RTT des journées ou des demies journées préalablement accordées
<i>Vtt1</i>	La durée du temps de travail de la catégorie majoritaire... A baissé de moins de 8 %
<i>Vtt2</i>	A baissé de 8 %
<i>Vtt3</i>	A baissé de plus de 8 %
<i>Discuw</i>	Les discussions les plus longues et les plus difficiles ont porté sur les salaires
<i>tailsyn1</i>	L'établissement appartient à une entreprise... De moins de 20 salariés
<i>tailsyn2</i>	De 20 salariés à moins de 50 salariés et dispose d'un syndicat
<i>tailsyn3</i>	De 50 à moins de 50 salariés et ne dispose pas de syndicat
<i>tailsyn4</i>	De 50 à moins de 500 salariés et dispose d'un syndicat
<i>tailsyn5</i>	De 500 à moins de 2 000 salariés et dispose d'un syndicat
<i>tailsyn6</i>	De 2 000 salariés et plus et dispose d'un syndicat
<i>tailsyn7</i>	De 50 à plus de 2 000 salariés et ne dispose pas d'un syndicat
<i>Nconcu</i>	L'établissement est une coopérative, une mutuelle ou une association loi 1901
<i>Inter1</i>	L'intervenant est un cabinet de consultants ou d'avocats ou d'experts comptables
<i>Inter2</i>	L'intervenant est un inspecteur du travail, l'Anact ou une Aract
<i>Inter3</i>	Autres intervenants
<i>Inter4</i>	Aucun intervenant