

Réduction du temps de travail, productivité et emploi : nouvelles estimations sur données d'entreprises

Bruno CRÉPON^(), Marie LECLAIR^(**), Sébastien ROUX^(**)*

() INSEE, CREST*

*(**) INSEE, Département des études économiques d'ensemble*

Introduction

Suite aux deux lois Aubry, plusieurs études micro-économétriques ont cherché à évaluer l'impact des dispositifs de réduction du temps de travail. Ces travaux reposent sur la comparaison des évolutions d'emploi des entreprises passées à 35 heures et de celles restées à 39 heures¹. Ils concluent que les lois Aubry ont conduit à de fortes créations d'emploi [Fiole, Passeron Roger (2000), Bunel et Jugnot (2003)], mais la portée de ces résultats est parfois contestée². Le but de cet article est donc de réexaminer la portée de ces travaux et la robustesse de leurs résultats.

Ce réexamen se fera selon deux axes principaux.

D'une part, une limite des travaux existants est qu'ils ne s'intéressent qu'aux effets de la RTT sur l'emploi et les salaires. Il est intéressant de compléter le diagnostic en examinant d'autres variables, telles que la production ou la productivité car un même constat sur les effets emploi de la RTT s'interprète différemment selon ce qu'ont été les évolutions de ces deux autres variables. Pour simplifier, il est usuel de distinguer deux scénarios polaires pour expliquer l'effet sur l'emploi d'une réduction du temps de travail. Le premier correspond au scénario de partage du travail : les entreprises doivent fournir un niveau de production qui leur est imposé car contraint par la demande. Les entreprises s'ajustent à cette demande en procédant à des recrutements d'autant plus importants que la productivité a fortement chuté. Une forte chute de la productivité se traduit par des fortes créations d'emploi.

Le second scénario est « classique » : les entreprises choisissent le niveau de production qui maximise leur profit. Leur activité ne dépend plus que de leurs propres capacités de production et de leurs coûts. Ce qui importe est l'évolution du coût unitaire de production : si la productivité

¹ Un grand nombre de travaux plus macroéconomiques ont cherché à estimer l'effet de la RTT avant sa mise en œuvre. L'intérêt principal de ces travaux est qu'ils prennent en compte dans un cadre cohérent l'ensemble des effets attendus de la réduction du temps de travail : ils ont permis de simuler différents scénarii de mise en place de cette réforme. Leur inconvénient est toutefois double : d'une part, ils ne reposent pas sur une observation objective des effets d'une réduction du temps de travail, car le plus souvent réalisés avant la réforme, d'autre part ils ne prennent pas en compte l'hétérogénéité des situations, fondement de la méthode présentée dans cet article. Cf. Cahuc D'Autumne (1999) pour un survol de ces modèles macro-économiques.

² De Coninck (2004) dans un travail non encore publié, exploite un effet de seuil induit par les lois Aubry. Il compare les évolutions d'emploi des entreprises de moins de 20 salariés (a priori non concernées) et de plus de 20 salariés (obligées de réduire leur temps de travail à partir de 2000). En appliquant une estimation de type « regression discontinuity », il montre que les entreprises de juste moins de 20 salariés ont plus augmenté leur emploi que celles de juste plus de 20 salariés. Cette différence d'évaluation, qui va dans le sens opposé des études précitées, est attribuée à la réduction du temps de travail. Cf. Infra pour une interprétation alternative de ces effets.

par tête baisse plus que le coût du travail par tête, le coût unitaire de production augmente, ce qui conduit l'entreprise à diminuer son niveau d'emploi. En revanche, si le coût du travail baisse plus que la productivité par tête, notamment du fait des abaissements de charge et de la modération salariale, le coût unitaire de production diminue, ce qui conduit l'entreprise à augmenter son activité et *in fine* à embaucher. Dans ce scénario, les entreprises créent donc d'autant plus d'emplois que les pertes de productivité par tête sont faibles. Tel pourra être le cas si les entreprises limitent les pertes de productivité en jouant sur une forte réorganisation ou une forte intensification du travail³. Il est évidemment intéressant de savoir si les évolutions enregistrées entre 1997 et 2000 ont plutôt relevé du scénario classique ou du scénario de partage du travail.

L'autre axe d'enrichissement concernera la méthodologie de l'estimation. Les travaux précités comparent les entreprises passées à 35 heures et celles restées à 39 heures, une fois tenu compte d'un certain nombre de facteurs **observables** qui différencient ces deux groupes. Ces contrôles éliminent une partie des biais d'une comparaison naïve des évolutions d'emploi entre les deux types d'entreprises. Mais on peut se demander si ceci est suffisant. Trois biais additionnels sont en effet susceptibles d'exister.

Tout d'abord, avec ou sans RTT, la dynamique de l'emploi ou d'activité des deux groupes d'entreprises dépend non seulement de variables observables, mais aussi d'un certain nombre de variables supplémentaires « **inobservables** », dont les effets ne peuvent pas être contrôlés par les procédures directes qui sont mises en œuvre dans la plupart des études existantes⁴. Le biais qui en résulte sera par la suite appelé **biais d'hétérogénéité inobservée**.

En second lieu, les entreprises diffèrent non seulement par leurs tendances générales d'emploi ou de productivité, mais aussi dans leurs capacités d'adaptation à la RTT : on parlera de **biais d'hétérogénéité des effets du traitement**. Si une telle hétérogénéité existe, on s'attend à ce que les entreprises qui ont anticipé le passage à 35 heures soient précisément celles pour qui la mesure était a priori la plus profitable ou la moins pénalisante. Un tel biais pose problème lorsqu'on prétend extrapoler les effets mesurés à l'ensemble des entreprises. Ce qui est observé sur les entreprises passées à 35 heures ne donne aucune information sur les effets qu'aurait eu ou pourrait avoir la RTT sur les entreprises restées à 39 heures.

Enfin, un dernier biais résulte de ce qu'on appelle des **effets de bouclage** : mesurer les effets de la RTT en prenant comme base de comparaison (ou groupe de contrôle) les entreprises restées à 39 heures suppose que celles-ci n'aient pas été affectées par le processus de RTT. Si tel n'est pas le cas, ce qui est plausible, il faut essayer de contrôler ces effets en retour. Ils empêchent de considérer la population des entreprises restées à 39 heures comme un point de référence valide, et ils doivent être pris en compte si on veut porter un jugement macro-économique global sur la mesure. L'effet macro-économique est en effet la moyenne de l'effet direct mesuré sur les entreprises passées à 35 heures et de l'effet indirect observé sur les entreprises restées à 39 heures.

Comme on le verra, le travail présenté ici ne fournit pas de réponses définitives au problème du contrôle de ces biais. Il est d'ailleurs probable que certains de ces biais sont impossibles à éliminer totalement. Ceci incite à la prudence dans l'interprétation de l'ensemble des résultats, d'autant que d'autres biais peuvent encore exister, tels que l'effet de sélection dans l'échantillon. Pour observer des évolutions individuelles d'entreprises, il faut s'assurer qu'elles soient présentes au début et à la fin de la période considérée. Ces entreprises pérennes ne sont pas forcément représentatives de l'ensemble du tissu productif.

³ Une formalisation frustrante de ces deux mécanismes est proposée en encadré 4.

⁴ Les études précitées (à l'exception de Bunel, 2005 et De Coninck, 2004) s'appuient au mieux sur des estimateurs en différences en premières ou en doubles différences. Dans chacun des cas, l'idée est de comparer l'évolution d'emploi d'entreprises passées ou non à 35 heures mais très similaires entre elles, cette similarité étant approchée à l'aide de variables observables. Ces méthodes ne permettent donc pas de contrôler de caractéristiques non observées affectant à la fois la décision de passer à 35 heures et les évolutions d'emploi.

Compte tenu de toutes ces difficultés, il faut plutôt considérer l'apport de cet article comme méthodologique. Il illustre, sur ce cas exemplaire de la RTT, les difficultés de l'évaluation empirique des effets d'une politique économique. En particulier, en se restreignant aux entreprises pérennes, il n'examine pas les effets de la RTT sur les probabilités de survie des entreprises, ce qui aurait pu affecter les évolutions globales d'emploi.

L'article sera organisé en quatre grandes parties. Dans un premier temps, on conservera les méthodes d'estimation des études existantes, c'est-à-dire des comparaisons entre entreprises en se bornant à contrôler leur hétérogénéité directement observable. L'apport de cette section sera d'étendre cette analyse à d'autres variables que l'emploi et les salaires, grâce à l'utilisation d'une base de données plus riche. On verra que cette approche donne des effets apparents sur l'emploi qui confortent ceux des études antérieures. En revanche, les résultats sur la productivité sont plus inattendus puisqu'on observe que les entreprises Aubry I auraient connu des pertes de productivité par tête très limitées. Ceci penche donc pour une interprétation classique plutôt que de « partage du travail » des effets de la productivité pour ces entreprises.

Les deux parties suivantes exploreront ensuite les trois types de biais que nous avons cités.

La deuxième partie examinera d'abord si ces biais faussent la mesure des effets de la RTT sur la productivité. Dans le cas de la productivité, les tests peuvent-être conduits de manière assez fiable. Tout d'abord, le biais de bouclage peut être négligé a priori : au moins au premier ordre, il n'y a pas de raison que la productivité des entreprises restées à 39 heures ait été affectée par les choix d'horaires des autres entreprises. On constate par ailleurs que les données conduisent à rejeter l'existence d'un biais d'hétérogénéité inobservée : on conforte ainsi les résultats de la première partie quant aux effets de la RTT sur la productivité des entreprises qui sont effectivement passées aux 35 heures. Sans la RTT, les entreprises n'auraient pas connu de telles évolutions de leur productivité. En revanche, il reste de forts indices de la présence du deuxième biais, celui qui résulte de l'hétérogénéité des effets du traitement : la conséquence est que les résultats observés sur les entreprises passées à 35 heures ne sont pas extrapolables aux entreprises restées à 39 heures. On ne peut pas tirer de conséquences des effets de la réduction de temps de travail estimés à partir des entreprises passées à 35 heures sur les effets potentiels du passage à 35 heures des entreprises toujours à 39 heures.

La troisième partie examine si ces trois mêmes biais affectent les estimations d'emploi. Cette fois, la question s'avère beaucoup plus délicate. Si on parvient à rejeter l'existence du biais d'hétérogénéité inobservée, il n'est plus possible de tester le biais résultant de l'hétérogénéité des effets du traitement. Par ailleurs, l'effet de bouclage ne peut plus être écarté a priori. La mise en place des 35 heures a accru le salaire horaire des entreprises passées à 35 heures, ce qui a poussé l'évolution du Smic horaire à la hausse. Les entreprises restées à 39 heures ont subi ces hausses du Smic, en plus de la hausse du coût lié aux heures au dessus de l'horaire légal comptabilisées comme des heures supplémentaires à partir de 01/2000, sans la contrepartie de baisses de charges, ce qui a pu pénaliser leur emploi. Elles ne constituent donc plus un bon groupe témoin. Cet effet de bouclage est effectivement observé, même si son impact sur les résultats reste faible, de l'ordre de 0,9 point sur le différentiel constaté.

Une dernière partie récapitulera ces résultats et essaiera d'en tirer quelques conclusions. La principale conclusion sera que ces estimations, avec toutes leurs limites, semblent rejeter l'hypothèse de strict partage du travail à output donné. Il est possible que la plus grande partie des entreprises Aubry I aient profité de la RTT pour réduire leurs coûts de production unitaires, en jouant simultanément sur la modération salariale, les allègements de charge et les forts gains de productivité horaire liés à la réorganisation du travail. L'efficacité de la RTT aurait donc pu résulter de ressorts classiques, autant que des effets du partage du travail, au moins pour les entreprises Aubry I. Symétriquement, les mêmes effets classiques auraient joué plutôt négativement sur l'emploi dans les entreprises restées à 39 heures, qui ont dû faire face à une croissance plus soutenue du SMIC. Cet effet final sur l'emploi reste toutefois très limité, inférieur à 0,9 point.

1. Gains de productivité horaire, coût du travail et emploi.

1.1. Les différents dispositifs de réduction du temps de travail.

Plusieurs lois, la loi Robien et les deux lois Aubry, ont encadré la réduction du temps de travail légal (*encadré 1*). Elles ont proposé aux entreprises différentes modalités de réduction du temps de travail, concernant la date de ce passage, l'ampleur effective de la réduction du temps de travail, le montant des aides de l'Etat, les engagements en termes de créations d'emploi de l'entreprise.

Les entreprises passées à 35 heures sont donc en réalité passées par des dispositifs très divers qu'il n'est pas possible d'évaluer sans les distinguer. Nous distinguons et étudions les trois modalités principales de la réduction du temps de travail à partir de 1998, Aubry I aidée, Aubry II précurseur et Aubry II.

Les entreprises passées dans le cadre Aubry I aidé (volet offensif, cf. Annexe 1), représentent 17% des entreprises de plus de 20 salariés. Elles sont passées à 35 heures entre juillet 1998 et janvier 2000. En plus des allègements de charges, elles ont bénéficié d'aides incitatives puis des aides structurelles à partir de janvier 2000. Elles doivent légalement réduire effectivement leur temps de travail de 10% et augmenter l'emploi de 6%.

Les entreprises passées à 35 heures avant janvier 2000 mais n'ayant pas demandé d'aides incitatives sont dénommées Aubry II précurseurs. Elles ne sont pas, à ce titre, soumises aux obligations de créations d'emploi des Aubry I aidés, ni à une réduction effective de la durée du travail de 10%⁵. Elles bénéficient également des aides structurelles à partir de janvier 2000. Elles représentent 3,4 % des entreprises de plus de 20 salariés.

Enfin, en 2000, 12,9% des entreprises de plus de 20 salariés étaient passées à 35 heures dans le cadre Aubry II. Elles bénéficient d'aides structurelles et ne sont pas non plus soumises aux obligations légales de créations d'emploi et de réduction effective du temps de travail.

En 2000, 52,2%⁶ des entreprises de plus de 20 salariés n'étaient pas passées à 39 heures. Ces entreprises sont plus petites : seulement 23,2% des salariés travaillant dans des entreprises de plus de 20 salariés étaient encore à 39 heures fin 2000. Elles vont correspondre au groupe de contrôle pour évaluer les effets des différents dispositifs de réduction du temps de travail sur l'évolution de l'emploi, de la productivité et des coûts salariaux entre 1997 et 2000.

1.2. Les entreprises passées à 35 heures ont connu des évolutions différentes de leur situation économique avant même leur réduction du temps de travail.

Les précédentes études statistiques sur données microéconomiques (Fiolo, Passeron et Roger (2000), Fiolo et Roger (2002), Jugnot (2002), Bunel (2002)) s'intéressaient principalement à l'emploi. Nous utilisons une nouvelle source de données d'entreprises, les données fiscales du Bénéfice Réel Normal (*encadré 2*) qui permettent de suivre les situations des entreprises de 1993 à 2000 pour les entreprises de plus de 20 salariés (et non pas de plus de 50 salariés comme la plupart des études précédemment citées). Outre les évolutions d'emplois, les données fiscales à notre disposition fournissent des informations sur les salaires, le coût salarial (y compris les aides à la réduction du temps de travail), la valeur ajoutée et le capital.

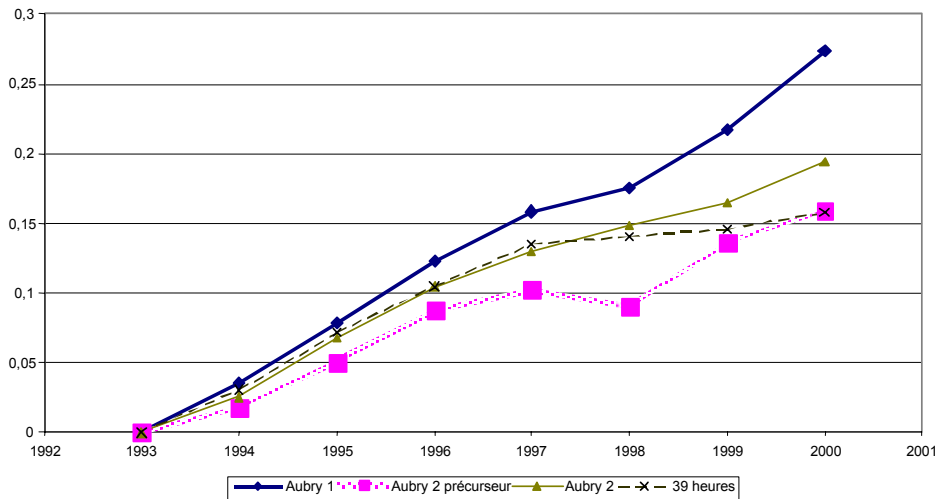
⁵ Ces entreprises peuvent en effet atteindre une durée légale de 35 heures de travail hebdomadaire en redéfinissant leur temps de travail. Notamment, elles peuvent exclure de la mesure du temps de travail des pauses ou une sixième semaine de vacances qui ne l'étaient pas auparavant. Dès lors, la réduction effective de leur temps de travail est inférieure à 10%.

⁶ 14,5% des entreprises déclarent un horaire de 35 heures sans percevoir aucune aide (y compris structurelle Aubry II). Ces entreprises particulières sont enlevées de l'analyse, une grande partie correspondant à des problèmes de déclaration.

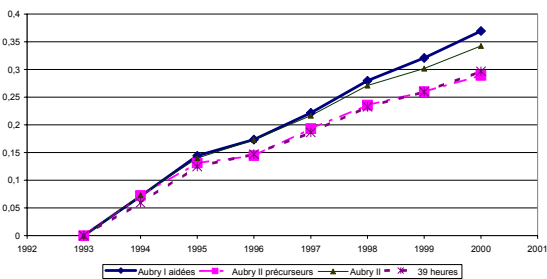
On peut alors comparer les évolutions d'emplois, de valeur ajoutée, de capital des entreprises entre 1993 et 2000 selon leur situation par rapport aux 35 heures fin 2000.

Graphique 1 : évolution moyenne de l'emploi, du capital et de la valeur ajoutée entre 1993 et l'année t pour quatre groupes d'entreprises selon leur situation par rapport aux 35 heures fin 2000.

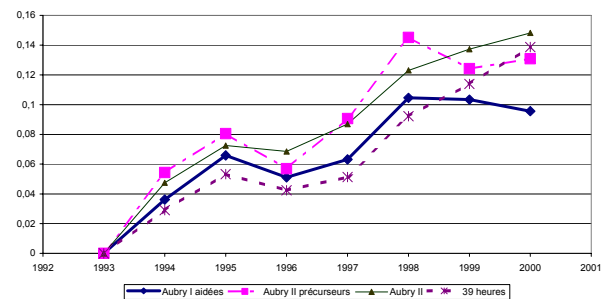
Evolution de l'emploi



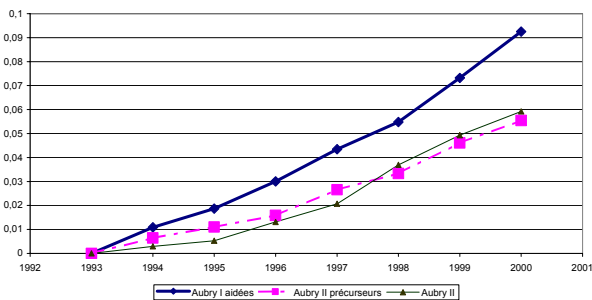
Evolution de la valeur ajoutée



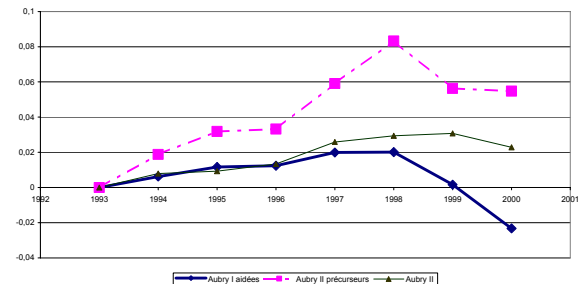
Evolution de la valeur ajoutée par tête



Evolution relative du capital par rapport aux entreprises restées à 39 heures



Evolution relative par rapport aux entreprises restées à 39 heures de l'intensité capitaliste



Source : BRN 1993-2000

Champ : entreprises de plus de 20 salariés (sauf secteurs de l'agriculture, de l'éducation de la santé et de l'action sociale, de l'administration ainsi que les activités financières et immobilières) présentes dans le fichier en 1997 et 2000 (pas nécessairement les autres années)

Entre 1993 et 2000, l'évolution de l'emploi des entreprises signataires d'un accord Aubry I aidé est en moyenne de 27% alors qu'elle n'est que de 15% pour les entreprises encore à 39 heures fin 2000⁷ (*graphique 1*). Ces différences d'évolution existent antérieurement à leur passage à 35 heures, c'est-à-dire avant 1997, mais elles se sont fortement accrues après cette date. Les évolutions moyennes de l'emploi des entreprises Aubry II et Aubry II précurseurs sont jusqu'à 1996 beaucoup plus proches de celle des entreprises encore à 39 heures. Mais elles s'en distinguent, elles aussi, avant même que ces deux groupes d'entreprises ne passent à 35 heures.

Les évolutions du capital productif sont moins heurtées que celles de l'emploi. Avant même la mise en place des 35 heures, les entreprises qui sont toujours à 39 heures fin 2000 se différencient de celles qui réduiront leur temps de travail avant 2000. Les entreprises Aubry I voient leur capital productif augmenter de 10% de plus que les entreprises restées à 39 heures, soit de 51% contre 41% entre 1993 et 2000⁸.

Le taux de croissance de l'intensité capitaliste (le volume de capital par tête) modifie un peu ce constat : les entreprises Aubry II précurseurs sont celles dont l'intensité capitaliste croît le plus fortement. Avant l'application des lois Aubry, les entreprises restées à 39 heures ont le plus faible taux de croissance de l'intensité capitaliste. Mais fin 2000, leur taux de croissance devient plus élevé que celui des entreprises Aubry I aidées.

Enfin, l'évolution de la valeur ajoutée reflète, outre l'évolution des prix, celle de la richesse effectivement produite par l'entreprise. Il apparaît également que les entreprises à 39 heures en 2000 ont, avant les lois de réduction du temps de travail, une progression de leur valeur ajoutée plus faible que celle des entreprises passées à 35 heures, Aubry I ou Aubry II. Sur ce point, les entreprises Aubry II précurseur ont un comportement semblable à celui des 39 heures. La productivité apparente du travail (valeur ajoutée par tête) mesure la quantité de richesse effectivement produite par salarié. Elle ne prend pas en compte les différences d'intensité capitaliste entre entreprises. Elle connaît un profil beaucoup plus heurté que les autres grandeurs économiques mais assez similaire entre catégories d'entreprises. Néanmoins, fin 2000, la productivité apparente du travail des entreprises restées à 39 heures stagne alors qu'elle décroît fortement pour les entreprises passées à 35 heures.

Les évolutions de l'emploi et de la valeur ajoutée ne correspondent pas tout à fait aux évolutions macroéconomiques de la période correspondante car les entreprises devant survivre à terme (au moins présentes en 1997 et 2000) sont sur-représentées. Avant 1997, les évolutions observées ne font que refléter le fait que les entreprises survivantes sont plus souvent dans une situation de croissance d'activité ou d'emploi que l'inverse. En revanche, l'écart de progression mis en évidence entre les Aubry I et les entreprises restées à 39 heures reste pertinent.

⁷ Ces croissances de l'emploi sont importantes compte-tenu de la période. Rappelons toutefois que nous étudions dans cette partie des entreprises de plus de 20 salariés pérennes sur la période 1993-2000.

⁸ Ces évolutions très fortes du capital productif peuvent apparaître surprenantes quand on les compare à celle calculée par la comptabilité nationale. La première raison est que le capital est mesuré ici en valeur, et non en volume, comme c'est le cas dans la comptabilité nationale. En effet, reconstruire un capital en volume aurait requis de reconstruire pour chaque entreprise la somme des investissements passés déflatés de leurs prix correspondants. Ce travail, très important, n'a pas été entrepris dans le cadre de cette étude car l'impact de ces indices de prix, dont la variabilité est principalement sectorielle peut être éliminé par l'introduction d'indicatrices sectorielles dans les régressions présentées par la suite. Ce que nous voulons étudier ici est la différence de comportement entre les entreprises, et non le niveau. D'autres raisons peuvent affecter ces évolutions : la sélection dans notre échantillon d'entreprises pérennes, présentes jusqu'à fin 2000 qui fait que les entreprises dont l'activité a augmenté y sont sur-représentées par rapport à celles amenées à disparaître prématurément, les différences de concept entre comptabilité nationale et d'entreprise ou encore la pondération par entreprises plutôt que par stock de capital des évolutions observées.

1.3. Les entreprises passées à 35 heures ont connu après leur réduction du temps de travail de fortes créations d'emplois et de faibles pertes de productivité.

L'évaluation des effets sur l'emploi des différents dispositifs de réduction du temps de travail a déjà été couverte par nombre de travaux utilisant des données d'entreprises et d'établissements. Tous reposent sur la comparaison des évolutions d'emploi des entreprises passées à 35 heures à celles des entreprises restées à 39 heures ayant des caractéristiques identiques. A partir des données ACEMO, Fiolo, Passeron et Roger (2000) étudient ainsi les effets des lois Robien et Aubry I sur l'évolution de l'emploi entre 1995 et 1999 qu'ils estiment respectivement à 6% et 4,7%. Sur les mêmes données, Bunel et Jugnot (2003) estiment que les entreprises Aubry I aidées ont créé fin 2001 6% d'emplois de plus que les entreprises encore à 39 heures et les entreprises Aubry II seulement 3% de plus. Fiolo et Roger (2002), à partir des données de l'Unedic, évaluent les effets de la loi Robien sur l'emploi entre 1993 et 1999 à 6%. Bunel (2002) compare les évolutions d'emplois déclarées dans l'enquête REPOSE par les entreprises Aubry I aidées et Aubry II précurseurs et trouvent que les premières ont créé 3,2% d'emplois de plus que les secondes.

D'après la partie précédente, le groupe des entreprises restées à 39 heures semble avoir des évolutions d'emplois, de capital et de valeur ajoutée différentes, même avant la réduction du temps de travail, de celles des entreprises passées à 35 heures. Pour contrôler ces différences, on explique les évolutions d'emploi, de productivité entre 1997 et 2000 par le type d'accord de réduction du temps de travail signé avant 2000 et par un certain nombre de caractéristiques des entreprises (leur secteur, leur taille, la structure de leur main d'œuvre en 1997). Nous appliquons ainsi des méthodologies similaires à celles utilisées par les études précédentes.

Tableau 1 : Moyennes des taux de croissance des variables d'intérêt entre 1997 et 2000 selon les accords pondérées par l'effectif en 1997 de l'entreprise

	39 heures	Aubry II	Aubry II précurseurs	Aubry I aidés
Emploi (L)	7,8%	7,1%	0,5%	21,1%
Valeur ajoutée (VA)	19,8%	16,9%	12,8%	26,3%
Capital productif (K)	29,5%	28,1%	29,3%	48,7%
Productivité apparente du travail (VA/L)	13,5%	10,8%	22,4%	6,0%
Productivité apparente du capital (VA/K)	1,3%	-0,1%	-7,5%	-6,9%
Intensité capitalistique (K/L)	26,3%	23,9%	48,7%	29,8%
PGF (cf. Encadré 3)	9,1%	6,8%	10,3%	2,8%
Salaire par tête (w)	8,9%	8,2%	11,4%	7,6%
Coût du travail par tête (c)	10,0%	8,2%	10,3%	5,1%
Coût (salarial) unitaire de production (cL/VA)	1,2%	2,8%	-1,1%	2,6%
Nombre d'observations	22 991	8 032	1 972	10 206

Source : DADS 1997, BRN 1997,2000, fichiers de l'URSSAF

Champ : 43201 entreprises de plus de 20 salariés (sauf secteurs de l'agriculture, de l'éducation de la santé et de l'action sociale, de l'administration ainsi que les activités financières et immobilières)

Lecture : Entre 1997 et 2000, le nombre de salariés d'entreprises Aubry I aidées a augmenté de 7,8%. La valeur ajoutée des entreprises dans lesquelles travaillaient ces salariés a, en moyenne pondérée par l'effectif de ces entreprises, augmenté de près de 20%. Toutes les grandeurs économiques exposées ici sont en valeur nominale. Le capital productif correspond à celui déclaré dans les bilans des entreprises. Les règles comptables imposent qu'il soit exprimé au coût historique.

Tableau 2 : Evolutions relatives (entre 1997 et 2000 en log) des entreprises passées à 35 heures, par rapport aux entreprises restées à 39 heures, après contrôle des caractéristiques observables.

	Aubry I aidé		Aubry II précurseur		Aubry II	
Emploi (L)	9,91%	(0,33%)	3,78%	(0,67%)	4,89%	(0,37%)
PGF (cf. Encadré 3)	-3,68%	(0,31%)	-1,79%	(0,62%)	-0,67%	(0,34%)
Capital productif (K)	4,20%	(0,42%)	0,40%	(0,86%)	2,55%	(0,47%)
Valeur ajoutée (VA)	5,02%	(0,39%)	1,28%	(0,80%)	3,76%	(0,44%)
Intensité capitalistique (K/L)	-5,71%	(0,44%)	-3,38%	(0,89%)	-2,34%	(0,49%)
Productivité apparente du travail (VA/L)	-4,89%	(0,32%)	-2,50%	(0,64%)	-1,14%	(0,35%)
Productivité apparente du capital (VA/K)	0,82%	(0,47%)	0,88%	(0,95%)	1,20%	(0,52%)
Salaire par tête (w)	-2,54%	(0,23%)	-2,45%	(0,46%)	-1,49%	(0,25%)
Coût du travail par tête (c)	-5,97%	(0,23%)	-4,26%	(0,46%)	-1,98%	(0,25%)
Coût (salarial) unitaire apparent de production (cL/Y)	-1,08%	(0,24%)	-1,77%	(0,48%)	-0,84%	(0,26%)
Différence entre le coût salarial et la PGF	-2,29%	(0,25%)	-2,47%	(0,50%)	-1,31%	(0,27%)

Source : DADS 1997, BRN 1997,2000, fichiers de l'URSSAF

Champ : 43208 entreprises de plus de 20 salariés (sauf secteurs de l'agriculture, de l'éducation de la santé et de l'action sociale, de l'administration ainsi que les activités financières et immobilières) cf. annexe A pour les précisions sur le champ de l'étude.

Notes : Estimation à l'aide des moindres carrés ordinaires. On régresse les taux de croissance (en log) de chacune des variables sur des indicatrices d'accords de réduction du temps de travail (Aubry I aidé, Aubry II précurseurs ou Aubry II, la référence étant 39 heures) et des variables de contrôle (taille, secteur, composition de la main d'œuvre en 1997 en terme de qualifications, d'âge, part de la masse salariale dans la valeur ajoutée en 1997). Ces coefficients sont présentés dans le tableau, avec leur écart-type entre parenthèses.

Le groupe de référence est constitué des entreprises encore à 39 heures fin 2000.

Les grandeurs économiques sont en valeur nominale. Les indicatrices sectorielles introduites parmi les variables explicatives prennent en compte les évolutions différenciées des prix dans chacun de ces secteurs. Les effets obtenus peuvent donc s'interpréter comme des effets volume.

Les régressions ne sont pas pondérées par l'effectif de l'entreprise, cette variable étant parmi les variables explicatives.

Les entreprises Aubry I aidées ont connu entre 1997 et 2000 des créations d'emploi supérieures de 9,6% par rapport aux entreprises restées à 39 heures aux caractéristiques identiques. Les entreprises Aubry II précurseurs ont créé entre 1997 et 2000 3,5% de plus d'emplois et les entreprises Aubry II 5,1% de plus (*tableau 2*).

Ces chiffres varient peu quand on utilise d'autres méthodes d'estimation, comme l'estimateur par appariement en premières différences qui corrige également de la sélection sur observables mais sans faire d'hypothèses paramétriques, quand on multiplie les variables de contrôle ou quand on modifie le champ des estimations (le secteur ou la taille).

Le taux de croissance de la valeur ajoutée est également plus important pour les entreprises passées à 35 heures que pour les entreprises restées à 39 heures, aux caractéristiques comparables. **Les entreprises Aubry I aidées ont vu leur valeur ajoutée croître de 5% de plus que les entreprises restées à 39 heures entre 1997 et 2000.** Néanmoins, cette croissance de la valeur ajoutée est moins forte que leur croissance de l'emploi et, au total, la croissance de la productivité apparente du travail est moins forte de 5% pour les entreprises à 35 heures que pour les entreprises restées à 39 heures. C'est le signe attendu : les salariés à 35 heures travaillent moins longtemps et devraient donc moins produire.

Cependant, la réduction du temps de travail semble avoir également eu un impact sur l'intensité capitalistique. Les entreprises Aubry I aidées ont vu leur capital productif croître plus vite que celui des entreprises restées à 39 heures mais moins vite que leur main d'œuvre. Au total, le taux de croissance de leur intensité capitalistique est plus faible que celui des entreprises restées à 39 heures.

A priori, la réduction du temps de travail modifie non seulement la productivité par tête du travail mais également la productivité du capital puisqu'elle joue sur la durée d'utilisation de ses équipements. Celle-ci reste néanmoins non significativement différente de zéro pour les Aubry I aidées et les Aubry II précurseurs. Pour connaître l'impact de la RTT sur la productivité de l'entreprise, nous calculons l'évolution de la productivité globale des facteurs (PGF), comprise

comme l'évolution de la valeur ajoutée non expliquée par l'évolution du nombre de salariés ou du volume du capital (*encadré 3*). On précise que même si cette mesure est une mesure de PGF, elle a la dimension d'une **évolution de la productivité par tête**. Il s'agit de l'évolution de la productivité que l'on aurait observée si l'entreprise n'avait modifié que les heures de travail de ses salariés, en conservant leur nombre et son capital constants.. Cette PGF n'a aucune raison de dépendre du coût des facteurs. Son évolution reflète la technologie et l'organisation de l'entreprise. De fait, on s'attend à ce que son évolution soit négative quand l'entreprise réduit son temps de travail : les salariés travaillant moins longtemps et la durée d'utilisation des équipements étant probablement plus faible, la productivité globale des facteurs par tête devrait diminuer. En revanche, l'évolution de la productivité horaire⁹ (dont nous ne disposons pas car nous ne pouvons pas mesurer la vraie baisse de la durée du travail) ne devrait pas être négative. Par heure, les salariés doivent produire toujours autant et même plus s'il y a un changement d'organisation, des gains de flexibilité ou une intensité accrue du travail. Par conséquent, l'ampleur de cette baisse de PGF par tête peut être inférieure à la réduction du temps de travail s'il y a des gains de productivité horaires.

Entre 1993 et jusqu'en 1998, les entreprises passées à 35 heures et restées à 39 heures ont connu des évolutions de leur productivité globale des facteurs similaires. En revanche, depuis 1998, alors que la PGF par tête des entreprises restées à 39 heures continuait à croître, celle des entreprises Aubry I aidées et Aubry II précurseur décroissait (*graphique 2*).

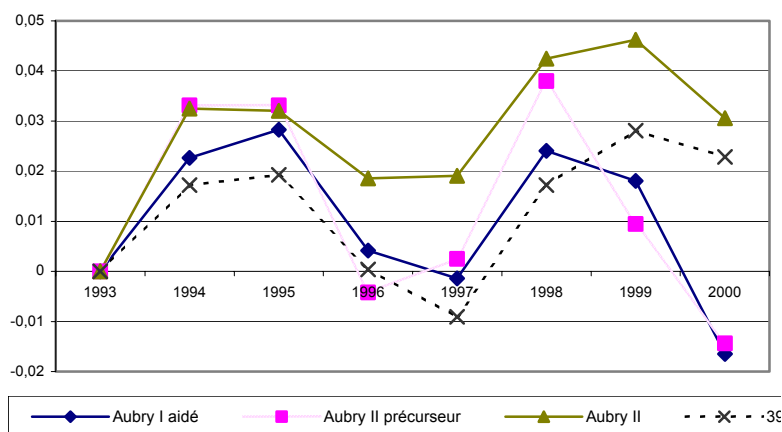
Des comparaisons, à caractéristiques observables contrôlées, entre les évolutions de cette productivité globale des facteurs des entreprises restées à 39 heures et celles des entreprises passées à 35 heures montrent que les différences sont peu importantes au regard de la réduction du temps de travail (*tableau 2*). Les entreprises Aubry I aidées qui devaient réduire leur temps de travail de 10% ne voient leur PGF baisser entre 1997 et 2000 que de 3,7 % par rapport aux entreprises restées à 39 heures fin 2000 (à caractéristiques observables identiques). Ces entreprises auraient donc connu de forts gains de productivité horaires, autour de 6,3%. Les entreprises Aubry II et Aubry II précurseurs connaissent en comparaison des entreprises restées à 39 heures des pertes de productivité encore plus faibles, respectivement 1,8% et 0,7% mais elles ont également moins réduit leur temps de travail et depuis moins longtemps pour les entreprises Aubry II.

Comme pour l'emploi, ces résultats sur la productivité sont robustes aux changements de la méthode économétrique utilisée pour corriger la sélection sur observables. Ils sont aussi robustes à des changements du champ d'estimation.

Enfin, le coût du travail par tête a augmenté plus lentement dans les entreprises passées à 35 heures que dans celles restées à 39 heures. Cette baisse relative du coût de travail par tête s'explique par la modération salariale négociée au moment du passage à 35 heures et les aides et allègements de cotisations sociales qui ont accompagné la réduction du temps de travail. L'examen du coût unitaire de production montre que les entreprises ayant réduit leur temps de travail ont vu leur coût salarial augmenter moins rapidement que leur production (mesurée par la valeur ajoutée) par rapport aux entreprises restées à 39 heures. Cette évolution illustre la forte baisse du coût salarial par tête par rapport au niveau de production désiré, ce qui a pu conduire les entreprises à embaucher. Plus précisément, la variable pertinente à considérer pour examiner le comportement des entreprises en terme d'embauche consiste en l'écart entre la PGF et la variation du coût salarial (cf. encadré 4). Cette différence est positive et forte dans tous les cas. L'évolution de l'emploi des entreprises passées à 35 heures par rapport à celles restées à 39 heures n'est pas incompatible avec un scénario classique et pourrait donc s'expliquer par une baisse du coût unitaire due aux 35 heures à travers la baisse du coût du travail et la modération salariale.

⁹ Idéalement, nous aurions souhaité proposer une mesure horaire de la productivité globale des facteurs. Nous avons abandonné cette approche parce qu'on n'a pas de mesure fiable du niveau de réduction du temps de travail. En particulier, les Aubry II précurseurs ont pu passer à 35 heures en modifiant la façon de mesurer les heures travaillées dans l'entreprise (temps de pause, ...). Supposer un niveau de réduction horaire similaire pour toutes les entreprises (éventuellement selon l'accord) n'apporte pas d'information supplémentaire : il s'agit avant tout d'une question de présentation des résultats.

Graphique 2 : évolution moyenne de la PGF entre 1993 et l'année t pour quatre groupes d'entreprises selon leur situation par rapport aux 35 heures fin 2000.



Source : BRN 1993-2000

Champ : entreprises de plus de 20 salariés (sauf secteurs de l'agriculture, de l'éducation de la santé et de l'action sociale, de l'administration ainsi que les activités financières et immobilières)

2. Les méthodes d'estimation traitant uniquement de la sélection sur observables sont-elles valides : le cas de la productivité

Les résultats présentés ci-dessus reposent sur la comparaison de la situation des entreprises passées à 35 heures et de celle des entreprises restées à 39 heures. C'est sur ce genre de comparaison que sont bâties toutes les évaluations de politique économique à partir de données microéconomiques. Pourtant, la légitimité de ces comparaisons pour mesurer l'effet d'une politique économique peut être remise en cause et a été largement discutée par les micro-économètres (cf. Brodaty Crépon Fougère pour une discussion complète sur ces méthodes). Cette section va être entièrement consacrée à la discussion de ces problèmes méthodologiques. Elle s'appuiera sur la mise en œuvre de méthodes à variables instrumentales qui peuvent permettre de répondre à une partie de ces critiques car fondées sur des hypothèses différentes. Leur principe est de filtrer l'information contenue dans les informations pour ne retenir que ce qui correspond à l'effet pur de la réduction du temps de travail.

Leur mise en œuvre est délicate car elles requièrent l'existence de variables affectant le choix de l'entreprise de passer à 35 heures sans affecter théoriquement la variable d'intérêt¹⁰ (la productivité, l'emploi de l'entreprise). C'est pourquoi nous ne les appliquerons qu'à un seul dispositif, le dispositif Aubry I aidé¹¹ et sur une période relativement courte : 1997-2000.

On commencera par considérer le cas de la productivité globale des facteurs (PGF), pour lequel on peut se permettre de négliger l'un des biais cités en introduction, le biais de bouclage, qui viendrait de ce que la RTT aurait également affecté la variable d'intérêt dans les entreprises qui ne l'ont pas mise en œuvre : autant on devra prendre plus loin en compte le fait que la RTT a pu aussi affecter l'emploi des entreprises restées à 39 heures, autant on peut supposer, au premier ordre, qu'elle n'a pas perturbé leur productivité, qui est un paramètre technique. La PGF est une caractéristique de l'entreprise : elle ne dépend pas de la structure de ses coûts (cf. encadré 3 et 4). On va donc se concentrer sur les deux autres biais, qui peuvent être diagnostiqués à l'aide de méthodes de variables instrumentales.

¹⁰ Les méthodes usuelles ne requièrent pas de telles hypothèses.

¹¹ Cette restriction est problématique car elle suppose implicitement que le choix des entreprises est limité entre le seul dispositif Aubry I aidé et le fait de rester à 39 heures. Les entreprises Aubry II précurseurs et Aubry II sont exclues de l'échantillon. Nous explicitons les raisons de ce choix et ses conséquences plus loin dans l'article.

2.1. Peut-on comparer les entreprises passées à 35 heures à celles restées à 39 heures ?

Précisons d'abord la nature exacte de ces deux biais. Pour évaluer les effets de la réduction du temps de travail sur une variable d'intérêt Y , pouvant être la PGF ou l'emploi, à partir de données microéconomiques, on compare la situation des entreprises passées à 35 heures (*droite 1 du graphique 3*) à celle des entreprises restées à 39 heures (*droite 4 du graphique 3*). Cette approximation est habituellement appelée « effet naïf » de la politique considérée (elle est représentée par l'écart *NAIF sur le graphique 3*). Hors effets de bouclage, quels sont les deux biais qui peuvent faire que cet effet naïf ne correspond pas aux effets réels de la RTT ? On voit sur le graphique que le véritable effet de la réduction du temps de travail pour les entreprises passées à 35 heures est en réalité la différence entre leur situation effectivement observée (*droite 1 du graphique 3*) et la situation qui aurait été la leur si aucune n'avait réduit son temps de travail (*droite 2 du graphique 3*). Cet effet qu'on appelle effet du traitement sur les traités (ETT) par analogie avec les situations d'expérimentation médicale, est représenté par le différentiel *ETT sur le graphique 3*.

Plusieurs raisons peuvent expliquer que ce différentiel ETT ne coïncide pas avec l'effet « naïf » de la réduction du temps de travail. D'une part, les entreprises n'ont pas été affectées dans un dispositif de réduction du temps de travail au hasard. **Le fait de réduire son temps de travail est un choix de l'entreprise.** Ce choix peut être affecté par des caractéristiques existant avant la mise en place de la RTT. Dans ce cas, les entreprises finalement passées à 35 heures auraient été, avant même la mise en place de cette politique, différentes des entreprises restées à 39 heures si bien que même sans réduction du temps de travail elles n'auraient pas connu les mêmes évolutions (les droites 2 et 4 du *graphique 3* ne coïncident pas).

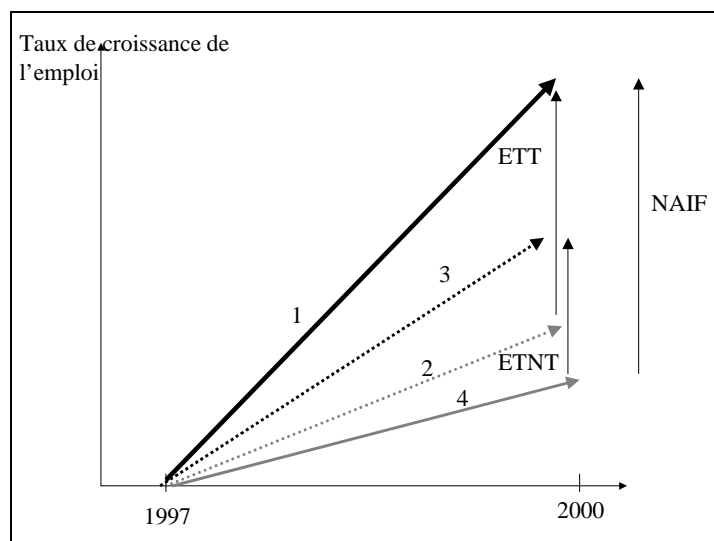
Les estimations précédentes ont certes tenu compte de différences de caractéristiques entre les entreprises passées à 35 heures et celles restées à 39 heures, mais elles l'ont fait d'une manière qui peut-être insuffisante. Elles se sont limitées au contrôle de différences observables. Outre les méthodes de régression linéaire simple (MCO), les méthodes fondées sur les estimateurs par appariement en premières ou en secondes différences butent sur le même écueil. Elles sont toutes fondées sur un contrôle des différences observables.

Or certaines caractéristiques non observées peuvent aussi affecter à la fois la décision de l'entreprise de réduire son temps de travail et l'évolution spontanée de sa PGF ou de son emploi. Dans ce cas, les différences entre entreprises passées à 35 heures et restées à 39 heures auraient subsisté même sans la mise en place de la réduction du temps de travail.

Le deuxième biais intervient lorsque l'on veut extrapoler ce diagnostic porté sur les entreprises effectivement passées à 35 heures à l'ensemble des entreprises. **Du fait que réduire son temps de travail consiste en un choix de l'entreprise, cette décision peut être fondée sur les résultats attendus en terme d'emploi ou de PGF.** Le fait de réduire son temps de travail peut donc ne pas avoir les mêmes conséquences d'une entreprise à l'autre, notamment sur la variable d'intérêt, à savoir la PGF ou l'emploi. Si l'évolution de cette variable est un élément influant la décision de réduire son temps de travail, les entreprises pour lesquelles les conséquences de la réduction du temps de travail sont le plus favorables ont pu effectivement faire ce choix. Dès lors, on peut penser que si les entreprises restées à 39 heures avaient été forcées à passer à 35 heures, les évolutions de leur variable d'intérêt (*droite 3 du graphique 3*) auraient été moins favorables et l'effet de la réduction du temps de travail pour ces entreprises (représenté par *ETNT¹² sur le graphique 3*) aurait été différent de celui des entreprises passées à 35 heures (représenté par *ETT sur le graphique 3*).

¹² ETNT correspond ici à l'effet du traitement sur les non traités, à savoir comment la situation des non-traités serait modifiée s'ils étaient soumis au traitement. Il ne faut pas confondre cette grandeur avec l'effet de la politique publique sur les non-traités qui serait dû à des effets de bouclage.

Graphique 3 : représentation des différents biais et des différents paramètres d'intérêt



Note : la flèche 1 représente le taux de croissance de l'emploi observé entre 1997 et 2000 pour les entreprises passées à 35 heures

la flèche 2 représente ce qu'aurait été le taux de croissance de l'emploi entre 1997 et 2000 pour les entreprises passées à 35 heures si elles n'étaient pas passées à 35 heures.

la flèche 3 représente ce qu'aurait été le taux de croissance de l'emploi entre 1997 et 2000 des entreprises restées à 39 heures si elles étaient passées à 35 heures.

la flèche 4 représente le taux de croissance de l'emploi observé entre 1997 et 2000 pour les entreprises restées à 39 heures.

Ces deux types d'endogénéité ne sont pas de même importance : la deuxième, l'hétérogénéité de l'effet d'une politique ne pose problème que si on veut extrapoler l'effet de la réduction du temps de travail sur l'emploi ou la PGF à des entreprises qui ne sont pas encore passées à 35 heures. De fait, la plupart des travaux cherchant à évaluer les 35 heures à partir de données microéconomiques sont conscients de cette difficulté puisqu'ils n'extrapolent pas les effets obtenus aux entreprises n'ayant pas réduit leur temps de travail. Le premier type d'endogénéité en revanche pose plus de problème et, à notre connaissance, seul Bunel (2002) la prend en compte après avoir montré son existence.

2.2. Une méthode fondée sur des variables instrumentales peut corriger ces biais.

Les méthodes à variables instrumentales permettent de contourner les deux problèmes d'endogénéité présentés ci-dessus. Leur principe est de filtrer l'information contenue dans la variable indiquant si l'entreprise a réduit son temps de travail, pour en conserver la partie purement exogène, dont l'effet sur la variable d'intérêt va pouvoir directement s'interpréter comme tel. Pour cela, il faut utiliser des variables exogènes qui vont permettre de filtrer l'information. Ces variables sont appelées variables instrumentales. Il faut qu'elles ne jouent pas directement sur la variable d'intérêt mais qu'elles expliquent en partie le fait, pour une entreprise, de réduire son temps de travail.

Plus précisément, on utilise la méthode d'Heckman en deux étapes. Cette méthode consiste à expliquer dans un premier temps la sélection des entreprises dans un dispositif de réduction du temps de travail et, dans un second temps, à estimer l'équation de PGF ou d'emploi en utilisant les résultats de l'équation de sélection pour ôter de l'effet de réduction du temps de travail tous les éléments liés à l'endogénéité source des biais.

Cette méthode nécessite de faire un certain nombre d'hypothèses.

Un premier jeu d'hypothèses concerne la forme du processus de sélection des entreprises dans les différents dispositifs de réduction du temps de travail. Nous supposons ici que les entreprises n'ont le choix qu'entre le dispositif Aubry I aidé et le choix de rester à 39 heures fin 2000. Le mode de sélection retenu fait ainsi l'hypothèse que l'existence de deux autres choix possibles (Aubry II précurseur et Aubry II) ne modifie pas le choix des entreprises de signer un accord Aubry I plutôt que de rester à 39 heures¹³. On modélise alors la sélection sous la forme d'un probit binomial.

Un second jeu d'hypothèses concerne le choix de variables instrumentales dont nous avons besoin pour appliquer la méthode d'Heckman en deux étapes. Ces variables instrumentales sont des variables qui expliquent le choix de l'entreprise de réduire son temps de travail mais qui n'ont pas d'effet direct sur ses évolutions de PGF. Dans le cadre des processus de sélection, ces variables sont alors appelées variables d'exclusion. Leur choix est central pour l'application de ces méthodes.

Notre principale variable instrumentale est le niveau des aides offertes à l'entreprise dans le cadre Aubry II¹⁴, qui peut être calculé¹⁵ aussi bien pour les entreprises passées à 39 heures que pour les entreprises passées à 35 heures, en appliquant les formules légales. Ce montant des aides varie selon l'entreprise et c'est a priori un bon prédicteur du choix de rester à 39 heures. On peut penser qu'il est sans effet sur l'évolution de sa PGF.

Pour être une bonne variable instrumentale, il faut d'abord qu'elle explique positivement et fortement la signature d'un accord Aubry I aidé. Le tableau 3 confirme empiriquement cette corrélation. Le mécanisme sous-tendant cette corrélation est toutefois complexe. Les entreprises Aubry I aidées, au moment où elles ont choisi cette modalité d'accord, n'étaient pas forcément au courant de l'existence des aides Aubry II qu'elles recevront à partir de 2000 et elles ne se sont pas décidées à réduire leur temps de travail à cause du montant élevé d'aides qu'elles allaient recevoir. Cette variable explique plutôt pourquoi certaines entreprises sont encore à 39 heures fin 2000 alors qu'elles auraient pu signer des accords Aubry II et recevoir en contrepartie des aides importantes. Cette variable a donc très vraisemblablement un impact direct sur le fait pour une entreprise d'être restée à 39 heures. Plus le montant d'aides est faible et plus il est probable que l'entreprise a décidé de ne pas réduire son temps de travail et se trouve encore ainsi dans notre champ d'étude (restreint ici aux entreprises à 39 heures et Aubry I aidé). Cette variable joue donc très fortement sur la probabilité de rester à 39 heures : les entreprises pour lesquelles le niveau des aides est le plus faible ont plus de chances de rester à 39 heures (coefficient -0,35 avec une élasticité de -0,08, cf. *tableau 3*). Il s'agit de la variable dont la significativité est la plus importante dans cette régression (le T de Student est égal à 154,05).

Idéalement, nous aurions souhaité disposer d'une variable affectant positivement le choix pour une entreprise de signer un accord Aubry I. Nous n'en avons pas trouvé. Il est probable que les estimations seraient différentes si nous prenions explicitement en compte les dispositifs Aubry II précurseur et Aubry II. Néanmoins, les conclusions que nous tirons sur les biais mis en évidence n'en seraient pas affectées. L'objet de cette section est en effet de tester l'hypothèse selon laquelle les biais d'hétérogénéité inobservée et d'effet du traitement n'affectent pas les estimations présentées dans le tableau 2, plus que d'en obtenir des résultats quantitativement interprétables. Nous cherchons ici à mettre en évidence les biais là où ils sont vraisemblablement les plus forts, c'est à dire entre les entreprises Aubry I aidées et celles restées à 39 heures. Sous cette hypothèse nulle, vis-à-vis du dispositif Aubry I, la prise en compte de ce déterminant du choix de l'entreprise ne devrait pas affecter l'évolution observée de la productivité. Nous verrons par la suite que cette hypothèse est acceptée quant à l'hétérogénéité inobservée mais semble plutôt rejetée quant à l'hétérogénéité de l'effet du traitement.

¹³ Cela revient à supposer que ces entreprises Aubry II précurseurs et Aubry II, si elles n'avaient pas pu passer à 35 heures dans une de ces deux modalités de réduction du temps de travail, auraient choisi de signer un accord Aubry I ou de rester à 39 heures dans les mêmes proportions que l'on observe d'entreprises Aubry I aidées et d'entreprises à 39 heures. Cette hypothèse est très restrictive, elle affecte la valeur des coefficients obtenus, mais pas les conclusions auxquelles nous parvenons.

¹⁴ Idéalement, les aides Aubry I auraient pu être une bonne variable instrumentale. Cependant, la très faible variabilité de ces aides forfaitaires individuelles interdit leur utilisation dans ce cadre.

¹⁵ Les aides offertes à l'entreprise sont estimées en fonction de sa structure salariale en 1997.

Il faut également que la variable instrumentale n'ait pas d'effet théorique direct sur les variations de la PGF des entreprises concernées. C'est le cas car la productivité globale des facteurs (PGF) est un paramètre technologique de l'entreprise, indépendant de ses coûts. Toutefois, le montant d'aides qui est construit à partir de la structure salariale de l'entreprise pourrait retracer sa structure par qualification. L'introduction d'une autre variable, fonction de la structure salariale, comme variable de contrôle dans l'équation de PGF amène des résultats similaires. Le montant des aides reste ainsi corrélé aux évolutions de PGF, même en contrôlant la structure en qualification de la main d'œuvre de l'entreprise. Cette corrélation est la traduction statistique des biais d'endogénéité évoqués plus haut.

D'autres variables instrumentales sont introduites dans nos estimations. Elles expliquent moins bien la décision de l'entreprise de signer un accord Aubry I aidé plutôt que de rester à 39 heures et seule l'introduction des aides contrefactuelles Aubry II parmi les variables instrumentales permet de montrer l'existence de biais d'endogénéité. L'introduction de ces variables permet néanmoins d'améliorer la précision de nos estimations et d'en évaluer dans une certaine mesure la robustesse. Ces variables sont au nombre de deux.

Tout d'abord, le passage aux 35 heures a pu dépendre de l'incertitude quant à l'application des lois Aubry par l'Etat (forcerait-on ou non toutes les entreprises à réduire leur temps de travail ? Quel serait le régime des heures supplémentaires ?) ou de l'incertitude touchant les négociations avec les représentants du personnel ont pu retarder ou hâter le passage aux 35 heures des entreprises. Un passage à 35 heures précoce des autres entreprises du secteur (mesuré par la part des entreprises du secteur à être passées à 35 heures avant l'application des lois Aubry¹⁶) a pu diminuer cette incertitude : l'exemple des entreprises pionnières donne une information aux autres entreprises sur les conséquences de la réduction du temps de travail. Ceci a conduit à introduire comme variable instrumentale la part des entreprises du secteur (N114) ayant signé un accord Robien¹⁷. Les entreprises appartenant à des secteurs où un grand nombre d'entreprises ont déjà signé un accord Robien ont une plus faible probabilité, toutes choses égales par ailleurs, de rester à 39 heures fin 2000 (le coefficient est égal à -4,25 avec une élasticité de -0,06 sur la probabilité, cf *tableau 3*)

On a également introduit le taux d'endettement de l'entreprise : l'hypothèse est qu'il atteste d'une plus forte valorisation du futur par l'entreprise car engagée dans des investissements importants à plus long terme que des entreprises moins endettées. Des entreprises valorisant plus le futur souhaiteraient passer le plus rapidement à 35 heures, anticipant que passer plus tardivement pourrait leur être plus coûteux, car la loi Aubry I ne spécifiait pas les formes de réduction de temps de travail auxquelles les entreprises pourraient avoir droit après janvier 2000. Les entreprises les plus endettées ont une probabilité plus faible de rester à 39 heures : la variable indiquant le fait d'avoir un ratio endettement sur capital productif supérieur à 50% ressort significativement dans le modèle probit avec un signe négatif (coefficient égal à -0,04 avec un student de 4,8, cf. *tableau 3*).

¹⁶ c'est-à-dire dans le cadre de la loi Robien que nous ne cherchons pas à évaluer ici.

¹⁷ L'introduction de cette variable instrumentale peut être discutée dans la mesure où elle pourrait refléter un effet du secteur N114 croisé avec la taille sur les gains de productivité. Nous faisons l'hypothèse que l'introduction de variables de contrôle sectorielles à un niveau plus agrégés suffisent à contrôler de l'effet sectoriel. Nous privilégions l'interprétation en terme d'effet d'entraînement répandue dans la littérature.

Tableau 3 : Coefficients du modèle probit expliquant le choix de rester à 39 heures (plutôt que d'avoir signé un accord Aubry I aidé).

		Paramètre	Ecart-type	Significativité	Effet marginal
	Constante	3,40	0,43	<,0001	
Secteur d'activité	Industries agro-alimentaires	-0,48	0,05	<,0001	-26,8%
	Biens de consommation	-0,59	0,05	<,0001	-33,5%
	Industrie automobile	-0,20	0,10	0,04	-10,4%
	Biens d'équipement	-0,07	0,05	0,14	-3,7%
	Biens intermédiaires	-0,17	0,04	<,0001	-10,2%
	Energie	-1,42	0,16	<,0001	-73,5%
	Construction	-0,30	0,04	<,0001	-17,8%
	Commerce	-0,36	0,04	<,0001	-23,6%
	Transport	0,10	0,05	0,04	5,4%
	Services aux entreprises	-0,49	0,04	<,0001	-28,5%
	Services aux particuliers	Réf.			
Taille de l'entreprise	De 20 à 49	0,67	0,07	<,0001	62,7%
	De 50 à 99	0,50	0,07	<,0001	25,0%
	De 100 à 249	0,44	0,07	<,0001	20,5%
	De 250 à 499	0,21	0,08	0,01	9,9%
	Plus de 500	Réf.			
Structure par âge et qualification	Part des salariés âgés de 24 ans et moins	-1,53	0,46	0,00	-0,10
	Part des salariés âgés de 25 à 34 ans	0,06	0,36	0,87	0,01
	Part des salariés âgés de 35 à 49 ans	-0,03	0,47	0,95	0,00
	Part des salariés âgés de plus de 50 ans	Réf.			
	Part des salariés non qualifiés	0,24	0,17	0,17	0,04
	Part des salariés qualifiés	0,20	0,21	0,34	0,03
	Part des salariés très qualifiés	Réf.			
	Part des hommes	0,14	0,17	0,42	0,02
Part des femmes	Réf.				
Part des salaires dans la valeur ajoutée		0,95	0,95	0,42	0,02
Structure par âge et qualification interagie avec la part des salaires dans la valeur ajoutée	Part des salariés âgés de 24 ans et moins	0,40	0,57	0,48	0,02
	Part des salariés âgés de 25 à 34 ans	-0,96	0,43	0,03	-0,08
	Part des salariés âgés de 35 à 49 ans	-1,15	0,57	0,05	-0,10
	Part des salariés âgés de plus de 50 ans	Réf.			
	Part des salariés non qualifiés	-0,33	0,21	0,12	-0,04
	Part des salariés qualifiés	-0,19	0,25	0,44	-0,03
	Part des salariés très qualifiés	Réf.			
	Part des hommes	0,11	0,21	0,60	0,02
Part des femmes	Réf.				
Variables instrumentales	Endettement/Capital productif > 50%	-0,04	0,02	0,03	-2,4%
	Montant potentiel des aides Aubry II (en log)	-0,35	0,03	<,0001	-0,08
	Part d'entreprises du secteur (N114) ayant signé un accord Robien	-4,25	0,46	<,0001	-0,06
Pourcentage de concordance		65,5%			
Nombre d'observations		33 202			

Source : DADS 1997, BRN 1997

Champ : entreprises de plus de 20 salariés ayant signé un accord Aubry I ou encore à 39 heures fin 2000 du secteur privé (hors secteurs immobilier et financier)

Lecture : L'effet pour une entreprise d'être dans le secteur agro-alimentaire diminue la propension à rester à 39 heures (-0,48). Son écart-type est égal à 0,05. Cet effet est significatif : l'hypothèse d'égalité de ce coefficient à 0 est rejetée avec une probabilité inférieure à 0,001 de se tromper. La propension à rester à 39 heures se décompose en une composante expliquée par les variables présentées dans le tableau et une composante résiduelle, supposée suivre une loi normale centrée réduite (modèle Probit). L'estimation est effectuée par maximum de vraisemblance. 65,5% des observations sont correctement prédites par le modèle (pourcentage de concordance). A caractéristiques autres identiques, être dans une industrie agro-alimentaire diminue de 26,8% la probabilité de rester à 39 heures, par rapport à une entreprise de services aux particuliers.

Contrôles : Secteur (16 postes), Taille de l'entreprise, Structure par âge, sexe et qualification croisée avec la part des salaires dans la valeur ajoutée.

L'effet marginal reflète l'effet sur la probabilité de posséder telle ou telle caractéristique. Il est calculé différemment selon que la variable soit continue ou discrète : si la variable est discrète : il s'agit d'un rapport de probabilité fondé sur la moyenne de l'ensemble des variables explicatives. Le numérateur correspond à la probabilité prédite par le modèle d'un individu ayant la caractéristique étudiée et, une moyenne de toutes les autres, le dénominateur est la probabilité prédite d'un individu ne possédant pas la caractéristique mais possédant une moyenne de toutes les autres. Si la variable est continue : il s'agit de l'inverse du ratio de Mills (estimé pour un individu ayant une moyenne toutes les caractéristiques) multiplié par le coefficient estimé dans la régression et l'écart-type de la variable continue étudiée. Cet effet s'interprète comme une élasticité de l'effet d'une hausse de la variable continue (ramenée à sa dispersion). Il n'est pas possible de comparer les effets marginaux d'une variable continue et d'une variable discrète. Les effets marginaux sur variables indicatrices sont présentés en pourcentage, ceux sur variables continues en format standard.

Ces variables expliquent la signature d'un accord Aubry I aidé avec le signe attendu¹⁸ (tableau 3).

¹⁸ L'objectif de ce tableau est de montrer quels sont les principaux déterminants expliquant le fait qu'une entreprise soit passée à 35 heures dans le cadre de la loi Aubry I plutôt qu'être restée à 39 heures en 2000. D'autres variables, qui ne sont pas à notre disposition, pourraient être introduites dans cette régression telles que la capacité de réorganisation ou l'environnement de l'entreprise (cf. Bunel).

Le tableau 3 présente également l'ensemble des déterminants du fait d'être resté à 39 heures en 2000 plutôt qu'être passé à 35 heures dans le cadre Aubry I aidé. Les variables les plus discriminantes sont la taille et le secteur : les entreprises les plus petites semblent retarder le plus le passage à 35 heures. Par ailleurs, le passage à 35 heures est particulièrement marqué dans les secteurs de l'énergie, des biens de consommation et des services aux entreprises. En revanche, les secteurs des transports, des services aux particuliers et des biens d'équipement sont plus réticents. Les variables reflétant la structure par âge et qualification sont moins discriminantes que les variables instrumentales ou le secteur et la taille. Seule la part des salariés âgés de moins de 24 ans a un effet négatif sur la probabilité de rester à 39 heures : les entreprises les plus jeunes sont passées plus rapidement à 35 heures. L'élasticité de la production au facteur travail est estimée par la part des salaires dans la valeur ajoutée médiane dans la cellule constituée par le secteur (NES114) croisée avec la taille correspondant à l'entreprise. Cette variable, et son interaction avec la structure par âge, sexe et qualification, sont des déterminants de l'évolution de la PGF (cf. encadré 3). Cela justifie leur introduction parmi les déterminants du fait de rester à 39 heures.

2.3. On n'observe pas de biais d'hétérogénéité inobservée pour les estimations de la PGF.

L'application de la méthode d'Heckman en deux étapes va nous permettre de tester l'existence de l'une et l'autre des deux endogénéités présentées précédemment. Si la première existe, les entreprises à 35 heures auraient connu sans réduction du temps de travail des évolutions de PGF différentes de celles des entreprises restées à 39 heures fin 2000 (hétérogénéité inobservée des caractéristiques des entreprises). Si la seconde existe, les entreprises choisissent de réduire leur temps de travail en fonction de l'effet qu'elles escomptent sur leur PGF et seules les entreprises pour lesquelles cet effet est le moins pénalisant passent à 35 heures (hétérogénéité de l'effet du traitement).

L'endogénéité du premier type n'est pas validée dans les données. Cette endogénéité est testée en examinant la corrélation entre la propension à passer à 35 heures et l'évolution de la PGF entre 1997 et 2000 pour les entreprises restées à 39 heures (*annexe C*), estimée par le coefficient \square_0 (*tableau 4*). Elle n'est pas significativement différente de zéro. Ainsi, à caractéristiques observées similaires, les entreprises qui ont signé un accord Aubry I aidé auraient bien connu des évolutions de PGF similaires à celles observées pour les entreprises passées à 39 heures s'il n'y avait pas eu de politique de réduction du temps de travail. Une conclusion de ce résultat est que les estimateurs présentés en 1^{ère} partie peuvent effectivement s'interpréter comme des effets de la réduction du temps de travail sur leur PGF.

En revanche, les conclusions sur le deuxième type d'endogénéité, l'hétérogénéité de l'effet du traitement, sont moins évidentes : les entreprises encore à 39 heures fin 2000 n'auraient peut-être pas connu les mêmes gains de productivité globale des facteurs horaire que les entreprises Aubry I si jamais elles étaient passées à 35 heures dans ce cadre.

Cette sorte d'endogénéité se caractérise par une différence entre les coefficients ρ_1 et ρ_0 , pondérée par les variances respectives des résidus σ_1 et σ_0 , significativement différente de zéro. Dans les spécifications retenues, on observe dans tous les cas que le coefficient $\rho_1\sigma_1 - \rho_0\sigma_0$ est positif. Les entreprises qui sont passées à 35 heures étaient celles pour lesquelles les baisses de PGF dues à la RTT étaient les plus faibles. Cette différence n'est toutefois pas significative dans tous les cas. Selon la méthode d'estimation, l'existence de cette sorte d'endogénéité est parfois confirmée (*colonne 2 du tableau 4*) et parfois rejetée (*colonne 1 du tableau 4*).

Au final, d'après ces nouveaux estimateurs, les entreprises Aubry I aidées auraient connu du fait de leur réduction du temps de travail en moyenne des pertes de PGF par tête de 5 à 7% (*tableau 4, effet du traitement sur les traités*). Mais ces estimations sont très imprécises et s'avèrent non significativement différentes des estimations par la méthode des appariements ou par MCO. Puisqu'on rejette l'hypothèse de sélectivité sur inobservables (\square_0 n'étant pas significativement

différent de 0), l'ordre de grandeur qui était fourni par ces première méthodes peut donc être conservé : il correspondait à des pertes de PGF par tête entre 3 et 4% (tableau 1). Si les entreprises Aubry I aidées ont ainsi connu de faibles pertes de PGF par tête (par rapport à la baisse de 10% de leur durée du travail), l'application du dispositif de réduction du temps de travail Aubry I aux entreprises encore à 39 heures fin 2000 aurait été en revanche plus mauvaise pour leur PGF, d'après les mêmes estimateurs (tableau 4, effet du traitement sur les non traités). En moyenne, elles auraient en effet perdu entre 14 et 40% de PGF par tête.

Tableau 4: Résultats de la mise en œuvre de la méthode avec sélection sur inobservables

	(1)	(2)
Corrélations		
ρ_0	0,085 <i>0,122</i>	0,031 <i>0,117</i>
ρ_1	0,268 <i>0,151</i>	0,566 <i>0,027</i>
$\rho_1\sigma_1 - \rho_0\sigma_0$	0,0424 <i>0,0420</i>	0,149 <i>0,030</i>
Estimations des effets		
Effet du Traitement sur les Traités (Aubry I aidés)	-0,071 <i>0,051</i>	-0,049 <i>0,048</i>
Effet du Traitement sur les Non Traités (entreprises à 39 heures)	-0,144 <i>0,035</i>	-0,413 <i>0,031</i>
Effet Moyen du Traitement (pour les entreprises Aubry I aidées et à 39 heures)	-0,122 <i>0,048</i>	-0,223 <i>0,018</i>

Source : BRN 1997-2000, DADS 1997

Champ : *33202 entreprises Aubry I aidé et 39 heures de plus de 20 salariés du secteur privé (hors secteurs immobilier et financier), ** tout accord

Note : On introduit comme contrôles des équations de PGF la taille de l'entreprise, le secteur, la structure de la main d'œuvre en 1997 par âge et par qualification, la part des salaires dans la valeur ajoutée en 1997. Ces variables sont introduites dans l'équation de sélection dans le dispositif Aubry I aidé en sus des variables instrumentales (1 : Estimation par moindres carrés ordinaires 2 : Estimation par maximum de vraisemblance, cf. Annexe C).

ρ_0 (respectivement ρ_1) est le coefficient du Ratio de Mills dans les équations de PGF des entreprises restées à 39 heures (respectivement Aubry I aidées). Il mesure la corrélation entre les résidus de l'équation de PGF et ceux de l'équation de sélection (cf. Annexe C).

Les résultats de l'ensemble de la régression sont présentés en annexe D.

Les écart-types sont en italique.

2.4. Des conclusions plus complexes sur l'emploi

Nous voulons maintenant appliquer la même méthode aux équations d'emploi. Mais on se heurte à deux problèmes.

D'une part, notre variable instrumentale principale, les aides contrefactuelles Aubry II, n'est plus forcément adéquate pour toutes les entreprises sur lesquelles ces effets sont estimés.

En effet, un grand nombre de travaux montrent que le niveau d'emploi dans les entreprise est sensible au coût salarial (cf. Cahuc Zylberberg pour une revue de la littérature). Ainsi, les aides Aubry II qui affectent le coût du travail des entreprises qui réduisent leur temps de travail ont eu un impact sur les évolutions d'emploi de ces entreprises. Pour ces entreprises, cette variable ne peut plus donc être considérée comme une variable instrumentale¹⁹.

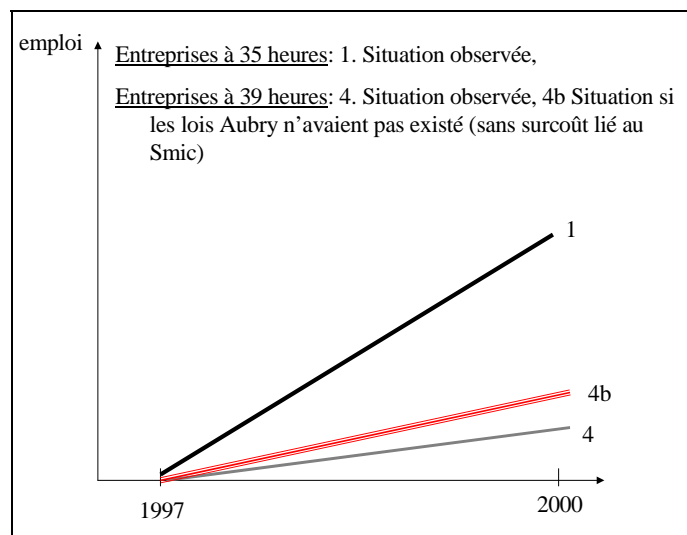
¹⁹ On pourrait toutefois imaginer que le coût salarial n'affecte pas l'emploi, ce qui serait cohérent avec l'hypothèse de partage du travail. Les estimations effectuées sous cette hypothèse montrent alors de très fortes pertes d'emploi, non cohérentes avec les faibles pertes de productivité observées dans la partie précédente. On conclue de cette incohérence que les aides contrefactuelles Aubry II ne sont pas une bonne variable instrumentale pour les équations d'emploi, y compris dans un cadre de partage du travail.

Elle reste néanmoins une bonne variable instrumentale pour les entreprises restées à 39 heures. En effet, ces entreprises n'ont pas perçu ces aides : elles n'auraient pu les obtenir que si elles avaient réduit leur temps de travail. Puisque les entreprises restées à 39 heures ne les reçoivent finalement pas, **elles n'ont pas de raison d'être corrélées avec leurs propres évolutions d'emploi**. Du coup, cela permet de tester l'existence du biais d'hétérogénéité inobservée, car seule l'équation d'emploi pour les entreprises restées à 39 heures a besoin d'être estimée pour cela (*annexe C*). En revanche, il n'est plus possible de tester l'existence du biais d'hétérogénéité de l'effet du traitement.

D'autre part, comme on l'a déjà annoncé, il devient impossible de négliger a priori l'effet de bouclage : même si les aides Aubry n'ont, par définition, pas pu affecter l'emploi des entreprises restées à 39 heures, les lois Aubry ont pu avoir eu un effet indirect sur cet emploi à travers leur impact sur la dynamique du SMIC : les entreprises restées à 39 heures ont vu leur Smic horaire augmenter plus rapidement que ce qu'elles auraient connu sans loi de réduction du temps de travail.

En effet, le Smic horaire est revalorisé tous les ans en fonction du Salaire Horaire de Base Ouvrier (SHBO). Sur la période, celui-ci a particulièrement augmenté car le SHBO est calculé à partir d'un échantillon d'entreprises dont certaines sont passées à 35 heures. Les entreprises qui passent à 35 heures doivent assurer une Garantie Mensuelle à leurs salariés payés au Smic, c'est-à-dire leur verser un salaire mensuel égal à ce qu'ils touchaient quand ils travaillaient 39 heures. La garantie mensuelle contribue donc à augmenter leur salaire horaire donc le SHBO et donc la valeur du Smic horaire des entreprises restées à 39 heures. L'évolution du Smic des entreprises passées à 35 heures dépend quant à elle du Salaire Mensuel de Base Ouvrier (SMBO) qui n'a pas connu d'évolution particulière sur la période aussi importante sur la période. Les entreprises restées à 39 heures ont donc connu une évolution du Smic plus importante du fait des 35 heures (pour plus de précision voir Desplatz, Jamet, Passeron, Roman, 2003).

Graphique 4 : Que se passe-t-il si toutes les entreprises sont affectées par les lois Aubry ?



Pour cette raison, les entreprises qui sont restées à 39 heures ne sont pas un bon groupe de contrôle puisque leur emploi a été affecté par les lois de réduction du temps de travail : sans loi Aubry, leur évolution d'emploi (*droite 4b du graphique 5*) aurait été probablement plus forte que celle observée (*droite 4 du graphique 5*).

L'évaluation des effets sur l'emploi de la politique de réduction du temps de travail sort alors du cadre standard de l'évaluation utilisé pour estimer les effets sur la productivité globale des facteurs. Pour illustrer ce point, récapitulons les deux étapes permettant d'effectuer cette évaluation.

La première consiste à estimer les équations gouvernant les évolutions d'emploi des entreprises restées à 39 heures. La seconde étape utilise ces équations pour reconstruire les évolutions d'emploi qu'auraient connues les entreprises passées à 35 heures si elles étaient restées à 39 heures. La première étape n'est que peu affectée par les problèmes de bouclage : il s'agit surtout de s'assurer que l'ensemble des variables expliquant les évolutions d'emploi est introduit parmi les variables explicatives. La seconde est plus problématique lorsque les variables expliquant les évolutions d'emploi sont affectées par la RTT. Dans ce cas, pour évaluer correctement les effets de cette politique, il faut faire des hypothèses non usuelles sur la manière dont les variables expliquant les évolutions d'emploi du groupe de contrôle ont été affectées par les lois Aubry.

Pour prendre la mesure de ce problème, notre stratégie est la suivante : nous supposons que l'effet des lois Aubry sur l'emploi des entreprises à 39 heures n'est dû qu'à l'augmentation particulière de leur Smic (qui aurait été moins forte si aucune loi de réduction du temps de travail n'avait été adoptée). Nous le prenons en compte en introduisant, dans l'équation d'emploi, l'augmentation du coût salarial due à l'accroissement du Smic horaire et à sa diffusion aux salaires proches du Smic²⁰. Cette augmentation du coût salarial est estimée à partir de l'évolution observée du Smic horaire entre 1997 et 2000 et de la dispersion des salaires propre à chaque entreprise (cf. *Annexe B*). Il s'agit d'une augmentation « non évitable » : c'est à dire celle qu'aurait connue l'entreprise en n'accordant aucune hausse de salaire, n'étant affectée que par la revalorisation du Smic (qui a augmenté de 7% entre 1997 et 2000) et les modifications de cotisations patronales entre 1997 et 2000. Nous introduisons cette variable et non l'évolution du coût observée car elle n'est pas endogène. En effet, le coût que l'on observe directement peut être affecté par les évolutions d'emploi décidées par l'entreprise. Ainsi, entre 1997 et 2000, l'évolution du coût salarial induite par les hausses du Smic et les modifications des cotisations patronales est, en moyenne, de 1,6%. Si le Smic était resté constant (en valeur nominale) et que les cotisations patronales avaient connu les évolutions observées, la hausse du coût salarial n'aurait été que de 1%.

Les aides Aubry II potentielles restent pour leur part une variable instrumentale correcte qui n'est pas corrélée à l'emploi des entreprises à 39 heures²¹, ce qui n'aurait pas été le cas si la variable indiquant l'évolution du coût n'avait pas été introduite. **L'élasticité de l'emploi au coût du travail** ainsi mesurée est de 1,51 et est significativement différente de zéro (*tableau 5*). L'emploi est donc indirectement, via la hausse du coût du travail, affecté par la hausse du Smic. Cette élasticité de l'emploi au coût du travail, cohérente avec les résultats obtenus par Crépon-Desplatz (2002), est dans la fourchette des estimations de l'élasticité de l'emploi au coût du travail. Par ailleurs, cette estimation montre que, sans réduction du temps de travail, les entreprises Aubry I aidées n'auraient pas connu d'évolutions d'emploi différentes de celles des entreprises restées à 39 heures (ρ_0 n'est plus différent de zéro d'après les estimations effectuées à l'aide de la méthode d'Heckman en deux étapes, *tableau 5*). Les estimations effectuées en première partie sur l'emploi ne sont donc pas biaisées par l'hétérogénéité inobservée. Le **différentiel** d'emploi estimé de 10% entre les entreprises restées à 39 heures et celles passées à 35 heures est bien imputable à la politique de RTT. Mais ce différentiel ne peut pas être interprété comme le montant des créations nettes d'emploi du à la RTT.

²⁰ Cet accroissement du coût est reconstruit à partir de la distribution des salaires observée dans la firme en 1997 (source : DADS, cf. *Annexe B*). L'effet du Smic dépend notamment de la part de bas salaires dans l'entreprise, son effet est modéré par un effet de diffusion différent selon les entreprises.

²¹ Les aides Aubry II peuvent mesurer approximativement le nombre de salariés dans l'entreprise rémunérés à un salaire proche du Smic. Ne pas introduire les variables indiquant la déformation de la masse salariale liée à la hausse du SMIC aurait pour conséquence d'introduire une corrélation entre les aides Aubry II et la variation d'emploi. Les aides Aubry II ne seraient alors plus une bonne variable instrumentale.

Tableau 5 : Résultats de l'estimation des effets de la RTT sur l'emploi

	Méthode d'Heckman	Maximum de vraisemblance
ρ_0	0,006 <i>0,132</i>	-0,004 <i>0,138</i>
Coefficient de l'augmentation du coût salarial induite par l'évolution du Smic dans l'équation d'emploi	-1,509 <i>0,252</i>	-1,510 <i>0,229</i>
Effet du traitement sur les traités	0,097 <i>0,019</i>	0,101 <i>0,064</i>

Source : BRN 1997-2000, DADS 1997

Champ : 33202 entreprises Aubry I aidé et 39 heures de plus de 20 salariés du secteur privé (hors secteurs immobilier et financier)

Note : la sélection des entreprises dans le dispositif Aubry I aidé est binomiale et modélisée par un probit binomial.

Les contrôles dans l'équation d'emploi sont la taille de l'entreprise, du secteur, de la composition de la main d'œuvre de l'entreprise en 1997 en terme de qualifications, de sexe, d'âge, de la part de la masse salariale dans la valeur ajoutée en 1997 et l'évolution du coût du travail due à l'accroissement particulier du Smic pour les entreprises restées à 39 heures pour la colonne 2. Les variables instrumentales sont les aides Aubry II contrefactuelles, le taux d'endettement de l'entreprise, le nombre d'entreprise signataires d'un accord Robien dans le secteur.

La construction de la variable décrivant l'évolution du coût salarial à partir de l'évolution du Smic et de la distribution des salaires dans l'entreprise est présentée dans l'annexe B.

Les résultats de l'ensemble de la régression sont présentés en annexe D.

Les écart-types sont indiqués en italique.

La RTT aurait pu contribuer à empêcher la création d'un grand nombre d'emplois parmi les entreprises restées à 39 heures. Ainsi, la forte hausse du SMIC induite par la RTT n'a eu d'effets négatifs que sur l'emploi des entreprises restées à 39 heures puisque les entreprises restées à 35 heures ne l'ont pas connue.

Pour donner un ordre de grandeur des effets de la Réduction du Temps de Travail sur les entreprises restées à 39 heures, il faudrait alors connaître l'évolution du Smic sans la mise en œuvre de cette politique. Les coefficients présentés dans le tableau 5 nous permettraient alors, en reconstituant l'évolution des coûts salariaux dans chaque entreprise induite par une telle évolution du Smic, de simuler les évolutions d'emploi qu'auraient connu les entreprises restées à 35 heures. En appliquant la hausse du coût salarial induite par les seules hausses de cotisation patronale de 1% (cf. ci-dessus), on peut estimer par différence l'effet du Smic sur l'emploi à 0,9%²².

Au final, si le différentiel de 10% d'évolution d'emploi estimé en première partie s'interprète bien comme l'effet pour une entreprise donnée d'avoir réduit son temps de travail **plutôt** que d'être restée à 39 heures, il ne mesure pas l'écart avec l'évolution d'emploi qu'elle aurait connue en l'absence totale des lois Aubry. Celle-ci aurait été plus faible, la différence étant toutefois limitée.

3. Partage du travail ou demande de travail classique : quel scénario explique les créations d'emplois ?

La partie précédente a permis de montrer que les estimations obtenues dans la première partie ne sont pas affectées par le biais d'hétérogénéité inobservée. C'est pour la PGF que ceci conduit aux résultats les plus robustes, dans la mesure où l'effet de bouclage peut-être écarté a priori. Les effets observés peuvent effectivement s'interpréter comme l'effet de la RTT sur la productivité des entreprises ayant réduit leur temps de travail. La seule limite concerne l'extrapolation de cet effet aux entreprises restées à 39 heures : les résultats ne nous disent rien des effets qu'aurait ou aurait eu la RTT sur la PGF des entreprises n'ayant pas réduit leur temps de travail, qui sont très vraisemblablement différents.

²² Cette estimation est obtenue à l'aide du calcul suivant : $(1,6\% - 1\%) \cdot (-1,51) = 0,9\%$. 1,6% correspond à la hausse du coût du travail induit par le Smic et les hausses de cotisations patronales, 1% correspond à la hausse du coût du travail induite par les seules hausses de cotisations patronales. -1,51 est l'élasticité de l'emploi à la hausse du coût salarial. .

Dans le cas de l'emploi, l'effet de bouclage limite plus fortement l'interprétation des résultats. Grâce à l'absence de biais d'hétérogénéité inobservée, on peut certes continuer à interpréter l'effet mesuré à la première partie comme le gain en emploi à être passé à 35 heures *plutôt* que d'être resté à 39 heures. Mais cet effet superpose cette fois deux composantes : le gain en emploi lié aux 35 heures proprement dit, et les éventuelles pertes d'emploi que l'entreprise aurait connu si jamais elle était resté à 39 heures, sous l'effet de la hausse du SMIC horaire. Pour corriger les estimations de cet effet, il faudrait reconstruire l'évolution qu'aurait eu le Smic sans réduction du temps de travail. En supposant qu'en l'absence de réduction du temps de travail, l'évolution du Smic aurait été nulle, nous prenons une hypothèse qui va nous permettre de borner les résultats obtenus. Dans cette section, nous reprenons les estimations de cette première partie et cherchons à voir à quelle interprétation économique elles correspondent.

3.1. Un cadre de partage du travail rejeté par les données pour les entreprises Aubry I aidées

Deux principaux cadres théoriques peuvent expliquer les effets d'une réduction du temps de travail sur l'emploi (Cahuc, d'Autume, 1997 et encadré 4). Dans le premier, les entreprises sont contraintes par leur demande et décident de leur demande de travail en fonction de l'objectif de production qu'elles veulent atteindre. Dans ce cadre, une réduction du temps de travail accroît l'emploi, puisque l'entreprise a besoin de plus de salariés pour produire autant. Les gains de productivité horaire limitent cet effet positif sur l'emploi car l'entreprise a besoin de moins d'heures pour atteindre son objectif inchangé de production.

Ce cadre semble rejeté par les données pour les entreprises Aubry I aidées car compte-tenu des faibles pertes de PGF par tête, les créations d'emploi ont été très importantes. Plus précisément, pour illustrer ce point, on peut calculer pour chaque entreprise Aubry I aidée quelles auraient dû être ses créations d'emploi dans un cadre de pur partage du travail, compte-tenu de ses pertes de PGF par tête. Pour cela, on fait des hypothèses sur la fonction de production (une fonction Cobb-Douglas avec un facteur capital qui ne s'ajuste pas à court terme) et sur l'élasticité de la production au facteur travail. Cette relation est technologique et n'est pas fondée sur un comportement d'optimisation de l'entreprise. L'évolution de l'emploi $\Delta \ln L$ due aux 35 heures est alors liée à la variation de la productivité globale des facteurs $\Delta \ln PGF$ selon la relation suivante :

$$\Delta \ln L = - \frac{\Delta \ln PGF}{\beta}$$

où β est l'élasticité de court terme de la production au travail (cf. encadré 4). Cette élasticité peut être estimée de différentes manières avec les données disponibles. De façon générale, elle est égale à la masse salariale divisée par la valeur ajoutée en 1997. L'inconvénient de cette mesure est qu'elle est bruitée : pour un certain nombre d'observations, elle est supérieure à 1. Comme cette variable reflète la technologie de l'entreprise, nous retenons comme estimation de β la valeur médiane par secteur taille du ratio masse salariale sur valeur ajoutée calculé pour chaque entreprise²³.

D'après ces hypothèses, et compte tenu des effets de la réduction du temps de travail sur la productivité globale des facteurs, les entreprises Aubry I aidées auraient dû créer en moyenne seulement 4,6% d'emplois. Il est délicat de comparer directement ce chiffre à l'évolution d'emploi de 9,6% observée car ce chiffre est affecté par les effets de bouclage (tableau 2). On propose ainsi une hypothèse extrême dans lequel le Smic n'aurait pas augmenté en l'absence de la RTT, ce qui conduit à une augmentation du coût que de 1%, au lieu de 1,6%. L'autre hypothèse, également extrême, correspond à l'absence d'effet de bouclage. L'évolution réelle qu'aurait dû connaître le Smic en l'absence de RTT se situe entre ces deux hypothèses.

²³ Si on considérait la valeur de \square fixée pour l'ensemble de l'économie, les résultats seraient sensibles à cette valeur. En revanche, les résultats ne diffèrent pas qualitativement (en ce qui concerne l'acceptation et le rejet pour les différents tests) lorsqu'on modifie l'estimation de cette valeur, à condition de conserver suffisamment d'hétérogénéité entre les entreprises.

Sous l'hypothèse d'une absence totale d'évolution du Smic sans RTT, le différentiel d'emploi doit être diminué de l'effet des hausses du Smic sur l'emploi des entreprises restées à 39 heures, soit 0,9%²⁴. Dans ce cas extrême, le différentiel ne se monte plus qu'à 9%, toujours significativement différent des 4,6% obtenus sous l'hypothèse de partage pur du travail. Même sous cette hypothèse extrême, qui réduit au maximum l'écart d'évolution d'emploi entre Aubry I aidées et entreprises restées à 39 heures, l'hypothèse de partage pur du travail est rejetée. Le résultat est similaire lorsqu'on examine les entreprises Aubry II : En revanche, les entreprises Aubry II précurseurs semblent s'être trouvées dans un cadre de partage du travail, c'est-à-dire contraintes par leur demande.

L'estimation précédente est fondée sur l'hypothèse que le différentiel d'évolution du capital productif n'est pas lié à la réduction du temps de travail, alors même qu'il apparaît significatif et positif (+4,6% pour Aubry I aidée et +2,7% pour les Aubry II). Sans même faire cette hypothèse, le différentiel observé de valeur ajoutée, également positif et significatif, est contradictoire avec l'hypothèse de partage du travail, dans lequel il devrait être nul s'il était imputable à la RTT.

3.2. Les baisses de productivité dues aux 35 heures ont plus que compensé la baisse du coût salarial dans les entreprises Aubry I et Aubry II.

Le deuxième cadre théorique pour expliquer les effets de la réduction du temps de travail est le cadre de demande de travail classique. Dans ce cadre, les entreprises ne sont pas contraintes par leur demande et décident de leur niveau de demande de travail en maximisant leur profit. La réduction du temps de travail ne crée de l'emploi que si les pertes de productivité globale des facteurs par tête sont compensées par une baisse au moins aussi importante du coût du travail par tête (*encadré 4*).

En moyenne, et en comparaison d'entreprises restées à 39 heures fin 2000 aux caractéristiques identiques, les entreprises Aubry I aidées ont connu une modération salariale de 2,34%. A cette modération salariale s'ajoute l'effet des aides qu'ont reçues ces entreprises. Leur coût salarial par tête a baissé au total de 5,74% entre 1997 et 2000 (*tableau 2*). Les entreprises Aubry I aidées ont connu en moyenne des pertes de PGF de 3,93% entre 1997 et 2000. Au final, la perte de productivité est inférieure à la baisse du coût salarial par tête, la différence étant de 1,8%.

Là encore, ces estimations ne prennent pas en compte les effets de bouclage. Ils correspondent à l'hypothèse extrême selon laquelle le coût salarial des entreprises restées à 39 heures n'aurait pas été affecté par la réduction du temps de travail. On peut faire l'hypothèse alternative, également extrême, selon laquelle l'évolution du Smic aurait été nulle en l'absence de réduction du temps de travail. Dans ce cas, le différentiel d'évolution du coût du travail entre 35 heures et 39 heures doit être réduit de 1,5 point. Pour les entreprises Aubry I aidées, la perte de productivité globale des facteurs reste inférieure à celle du coût du travail par tête, la différence n'étant plus alors que de 0,3%, beaucoup moins significative. Pour les entreprises Aubry II, la différence devient négative, de -0,2%, non significativement différente de zéro.

En conclusion, l'effet réel de la réduction du temps de travail sur la différence entre PGF et coût salarial par tête est compris entre 0 et 2%, soit très probablement positif.

Dans ce cadre de demande de travail classique, la perte de PGF aurait dû entraîner des pertes d'emploi, mais elle a été plus que compensée par les effets bénéfiques pour l'emploi de la modération salariale et des aides. Au total, la réduction du temps de travail a pu créer des emplois parce qu'y étaient associées des aides et parce qu'elle incitait à une certaine modération salariale.

²⁴ cf. estimation ci-dessus.

Un élément pouvant aller dans le sens de cette interprétation consiste en l'étude de De Coninck (2004) qui compare des entreprises de moins de 20 salariés et de plus de 20 salariés entre 2000 et 2001 à partir de l'enquête Emploi par une méthode dite de « régression discontinuité »²⁵. Entre ces deux dates, l'horaire légal du travail passe de 39 à 35 heures pour les entreprises de plus de 20 salariés. Celles-ci sont obligées de réduire leur durée de travail, éventuellement dans le cadre d'un accord, ou d'augmenter leurs coûts salariaux, en payant sous forme d'heures supplémentaires les quatre heures excédant la durée légale après la réforme. Avec cette méthode, l'auteur montre que les entreprises ayant juste plus de 20 salariés (c'est à dire dans le champ d'application des lois Aubry) voient leur emploi augmenter moins vite que les entreprises ayant juste moins de 20 salariés (c'est à dire hors du champ d'application des lois Aubry). Dans la mesure où la plupart des entreprises de taille proche de 20 salariés sont restées à 39 heures (cf. tableau 3)²⁶, on peut interpréter cette évolution d'emploi à l'aune de l'augmentation du coût du travail que les entreprises de moins de 20 salariés n'ont pas connue.

On peut néanmoins s'interroger sur l'ampleur de l'effet observé dans notre étude. Si nous nous situons dans l'hypothèse selon laquelle les effets de bouclage n'auraient pas été importants, la baisse relative du coût du travail par rapport à la PGF est de 1,8%, pour des hausses de d'emploi de 9,6%, soit une élasticité de la demande de travail à son coût de l'ordre de 5²⁷. Cette élasticité est cohérente avec le mécanisme d'ajustement de l'emploi à la variation de PGF proposé en encadré 4, c'est-à-dire dans un cadre classique sans coût d'ajustement (cf. encadré 4)²⁸. Mais elle est très supérieure à l'ensemble des estimations de l'élasticité au coût effectuées jusqu'ici dans l'ensemble de la littérature.

Peut-être serait-il possible d'expliquer l'ampleur de cette réaction en tenant compte d'effets d'interaction entre la réduction des coûts unitaires et la conjoncture générale de la période. Les entreprises Aubry I, grâce à l'évolution favorable de leur coût relatif, auraient été beaucoup plus aptes à tirer parti de la conjoncture porteuse de la fin des années 1990 : elles en auraient profité pour accroître leurs parts de marché au détriment des autres entreprises. Mais il ne s'agit que d'une hypothèse.

A ce stade, l'analyse qui a été proposée dans cet article montre qu'il reste encore assez difficile d'avoir une explication à la fois complète et simple des différentiels d'évolution d'emploi des entreprises Aubry I et des entreprises restées à 39 heures, même lorsqu'on se restreint à la seule période 1997-2000. Il est a fortiori difficile de proposer une analyse complète des effets à moyen et long terme de la RTT. Les développements méthodologiques proposés dans cet article peuvent contribuer à cette expertise, mais on a pu voir à quel point on touche aux limites des méthodes d'évaluation sur données micro-économiques : il ne faut pas en attendre davantage qu'un éclairage partiel.

²⁵ Cette méthode exploite les effets de seuil. Son inconvénient est qu'elle est locale et que son extrapolation à un effet global n'est pas immédiate. Elle contourne cependant certains biais d'hétérogénéité inobservée évoqués ci-dessus.

²⁶ Dans le stade actuel de l'étude, ne sachant pas quelles entreprises ont signé un accord de réduction du temps de travail, l'auteur attribue à la RTT les évolutions obtenues. Nous en faisons une interprétation un peu différente ici.

²⁷ Si des effets de bouclage existaient, l'élasticité de l'emploi au coût serait encore plus importante.

²⁸ Cette estimation de l'élasticité est obtenue en reprenant le coefficient correspondant à l'effet d'une variation du coût salarial sur la variation d'emploi dans le cadre classique. Il est égal à $1/(1-\alpha)$, où α a une valeur comprise entre 0,7 et 0,8.

Bibliographie

- [1] Brodaty T., Crépon B. et Fougère D. (2002), « Les méthodes micro-économétriques d'évaluation : développements récents et applications aux politiques actives de l'emploi » in *Quinzième congrès des économistes belges de langue française : Capital humain et marchés du travail* :
- [2] Bunel M. (2005), « Les déterminants des embauches des établissements à 35 heures : aides incitatives, effets de sélection et modalités de mise en œuvre », *Economie et Statistiques, même numéro*.
- [3] Bunel M. et Jugnot S. (2003), « 35 heures : évaluation de l'effet emploi. », *Revue Économique*, vol. 54, n° 3, pp. 595-606.
- [4] Cahuc P. et d'Autume A. (1997), « Réduction du temps de travail et emploi : une synthèse », in *La réduction du temps de travail : une solution pour l'emploi ?*, *Économica*.
- [5] Cette G., Dromel N. et Méda D. (2003), « Les déterminants du jugement des salariés sur la RTT », *Document d'Étude de la Dares*, n° 77.
- [6] CGP (2001), *Réduction du temps de travail : les enseignements de l'observation*, Rapport de la commission présidée par Henri Rouilleault, La documentation Française.
- [7] Craine R. (1973), « On the Service Flow from Labour », *Review of Economics Studies*; vol. 40, n°11, pp. 39-46.
- [8] De Coninck R. (2004), « A Regression Discontinuity Analysis of the 35-hour Workweek in France », *mimeo*, Department of Economics, Chicago University.
- [9] Gianella C. et Lagarde P. (1999), « Productivity of Hours in The French Manufacturing Sector », *Document de travail*, n° G9918, Insee.
- [10] Desplatz R., Jamet S., Passeron V. et Romans F. (2003), « La modération salariale en France depuis le début des années 1980 », *Économie et Statistique*, n°367, pp. 39-52.
- [11] Feldstein (1967), « Specification of the Labor Input in the Aggregate Production Function », *Review of Economic Studies*, n°34, pp 375-386.
- [12] Fiolo M., Passeron V. et Roger M. (2000), « Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail », *Document d'études de la Dares*, n°35.
- [13] Fiolo M. et Roger M. (2002), « Les effets sur l'emploi de la loi du 11 juin 1996 sur la réduction du temps de travail : une analyse microéconométrique » *Économie et Statistique*, n°357-358, pp. 3-22.
- [14] Griliches Z. et Mairesse J. (1997), « Production Functions: The Search for Identification », Working Paper, Crest-Insee, n° 9730.
- [15] Hart R.A. et Mc Gregor P.G. (1988), « The Returns to Labor Services in West Germany », *European Economic Review*, n°32, pp 947-963.
- [16] Jugnot S. (2002), « Combien d'emplois créés par la réduction du temps de travail ? », *La société française, Données Sociales 2002-2003*, pp. 255-262.
- [17] Wise L. (1980), « The Productivity of Hours in UK Manufacturing and Production Industry », *Economic Journal*, vol. 90, n°357, pp 74-81.

Encadré 1 : les lois et les différents types d'accord de réduction du temps de travail

Trois lois ont encadré la réduction du temps de travail jusqu'à 35 heures hebdomadaires, dans les établissements. Si les deux premières lois, la loi du 11 juin 1996, dite Robien et la loi du 13 janvier 1998, dite Aubry I, n'étaient qu'incitatives, la loi du 19 janvier 2000, dite Aubry II, réduit la durée légale du travail dans tous les établissements de plus de 20 salariés.

Nous présentons ci-dessous les conditions de réduction du temps de travail dans le cadre de ces deux dernières lois.

La Loi du 13 juin 1998, dite Aubry I.

Comme la loi Robien, la loi Aubry I incite les établissements à réduire leur temps de travail en créant ou préservant des emplois en contrepartie d'aides importantes.

Pour obtenir les aides, l'entreprise doit effectivement réduire son temps de travail d'au moins 10% et permet d'atteindre une durée collective hebdomadaire de 35 heures. Dans ce cas, les créations d'emploi doivent être d'au moins 6% (contre 10% dans le cadre de la loi Robien). Un volet défensif, dans le cas où la réduction du temps de travail permet d'éviter un plan social et des licenciements économiques, donne accès également à ces aides.

L'aide est attribuée pour chacun des employés auquel s'applique la réduction du temps de travail ainsi que pour ceux nouvellement embauchés. Elle consiste en des avantages, sous forme de réductions de cotisations sociales patronales, forfaitaires et dégressives pendant 5 ans à compter de la date d'entrée en vigueur de la réduction du temps de travail. L'aide est dégressive dans le temps pour inciter aux réductions du temps de travail rapides.

La sortie de ce système d'aides, dites incitatives, est assurée par la loi Aubry II.

La Loi du 19 janvier 2000, dite Aubry II

Pour les établissements de plus de 20 salariés, la seconde loi met en place de nouveaux allègements de cotisations patronales comprenant deux composantes qui s'ajoutent :

- une aide pérenne et forfaitaire pour les entreprises aux 35 heures de 4000F par an et par salarié.
- des allègements de charges sur les bas et moyens salaires de 17 500F par an et par salarié au SMIC, dégressifs pour des salaires plus élevés jusqu'à 1,8 fois le SMIC.

Ces aides s'appliquent aux entreprises ne bénéficiant pas d'autres aides à la réduction du temps de travail, si l'entreprise a signé un accord majoritaire²⁹ fixant la durée du travail à 35 heures sur la semaine ou à 1600 heures sur l'année³⁰ et comportant un certain nombre de clauses (durée du travail, nombre d'embauches prévues ou d'emplois préservés). Par ailleurs, certaines entreprises sont non éligibles aux aides : c'est le cas des grandes entreprises publiques par exemple.

Les entreprises, bénéficiant déjà des aides incitatives, peuvent bénéficier des allègements de charges sur les bas et moyens salaires puis de l'aide pérenne quand les aides incitatives cessent.

²⁹ Un accord est majoritaire s'il est signé par une ou plusieurs organisations syndicales ayant recueilli, lors des dernières élections au comité d'entreprise ou des délégués du personnel, la majorité des voix ou s'il est approuvé par la majorité du personnel. Les entreprises de moins de 50 salariés peuvent appliquer par ailleurs un accord de branche étendu ou agréé.

³⁰ Ce passage à 35 heures était suffisant pour recevoir les aides sans conditions supplémentaires sur la réduction effective du temps de travail à 10%. Des entreprises ont pu ainsi afficher une durée hebdomadaire de 35 heures sans baisser effectivement leur temps de travail de 10%. Pour cela, elles ont redéfini leur temps de travail en excluant des pauses ou une sixième semaine de congés payés, auparavant comprises dans le calcul de leur durée du travail.

Les différentes catégories d'entreprise passées à 35 heures

Enfin, on peut observer fin 2000, six types d'entreprises, parmi les entreprises de plus de 20 salariés dont cinq réunissent des entreprises passées à 35 heures.

- Certaines entreprises sont restées à 39 heures malgré la réduction de la durée légale du travail et payent à leurs salariés des heures supplémentaires.
- Les entreprises Robien sont passées à 35 heures avant juillet 1998 dans le cadre d'une convention Robien.
- les Aubry I aidés (offensifs) : ils sont passés aux 35 heures entre juillet 1998 et janvier 2000. En plus d'allègements de charges, ils bénéficient d'aides incitatives puis des aides structurelles. Ils sont contraints légalement à réduire effectivement leur temps de travail de 10% et à augmenter l'emploi de 6%.
- Les Aubry II précurseurs : ils sont passés aux 35 heures avant janvier 2000 mais n'ont pas demandé les aides incitatives. Ils ne sont pas, à ce titre, soumis aux obligations de créations d'emploi des Aubry I aidés, ni à une réduction effective de la durée du travail de 10%. Ils bénéficient également des aides structurelles à partir de janvier 2000.
- les Aubry II : ils sont passés aux 35 heures après janvier 2000. Ils bénéficient d'aides structurelles et ne sont pas non plus soumis aux obligations légales de créations d'emploi et de réduction du temps de travail.
- Certaines entreprises réduisent leur temps de travail sans recevoir d'aides, soit parce qu'elles sont non éligibles aux aides, soit parce qu'elles ne le demandent pas.

Encadré 2 : Données et champ d'étude

1. Les différentes sources mobilisées

Nous utilisons les données fiscales issues du BRN (Bénéfice Réel Normal) de 1997 et 2000. L'avantage de cette source est qu'elle fournit, par rapport aux enquêtes mobilisées pour les précédentes études sur les 35 heures, une information sur les performances des entreprises (valeur ajoutée, excédent brut d'exploitation, immobilisation brute, endettement...). Elle couvre également un champ très large, défini en fonction du régime de déclaration fiscale des entreprises. Au-delà d'un certain chiffre d'affaire, toutes les entreprises doivent faire leur déclaration au régime du BRN. Enfin, cette source permet d'avoir des données de panel grâce auxquelles on peut contrôler des caractéristiques passées des entreprises.

Les variables de contrôle sont également enrichies avec une autre source exhaustive, les Déclarations Annuelles de Données Sociales de 1997 à 2000. Ces déclarations regroupent par entreprise l'information sur la rémunération des salariés, leurs horaires et leurs caractéristiques. On peut ainsi reconstruire la structure de la main d'œuvre de l'entreprise par qualification, âge, sexe. Les DADS permettent également de reconstruire un certain nombre de variables contrefactuelles qui ont pu affecter les décisions des entreprises et qui serviront de variables instrumentales dans nos estimations. Parmi celles-ci, on calcule en fonction de la structure salariale de l'entreprise, les aides qu'elle aurait reçues si elle était passée aux 35 heures dans le cadre d'un accord Aubry II mais également le renchérissement du coût du travail, si elle retarde sa réduction du temps de travail, dû à l'augmentation différente des SMIC (Smics multiples).

2. Quel champ d'études ?

Restriction du champ

On se restreint tout d'abord aux entreprises de plus de 20 salariés (en 1997) c'est-à-dire celles qui étaient légalement obligées de réduire leur temps de travail avant le premier janvier 2000. Nous excluons également de notre champ les secteurs de l'agriculture, de l'éducation de la santé et de l'action sociale, de l'administration ainsi que les activités financières et immobilières. Enfin, on se désintéresse des accords de réduction du temps de travail ambigus (les entreprises inéligibles aux aides car ce sont des entreprises très spécifiques, les Aubry I défensifs qui ont des trajectoires d'emplois très particulières et sont très peu nombreuses, les petites Aubry II qui reçoivent des aides incitatives car elles ne sont présentes que suite à l'agrégation de nos établissements en entreprise, celles dont on ignore si elles ont ou non reçu des aides structurelles et les entreprises Robien qui ont réduit leur temps de travail avant les autres).

Enfin, on conserve les entreprises pérennes entre 1997 et 2000 et on effectue un nettoyage sur les variables d'intérêt (cf. annexe A).

Le champ retenu donne-t-il des résultats compatibles avec ceux de l'économie française ?

Nous effectuons donc une sélection de notre échantillon ce qui peut affecter ses caractéristiques. Or, nous cherchons à évaluer une politique publique dont les effets sont attendus au niveau macroéconomique. Nous devons vérifier que les caractéristiques de notre échantillon ne diffèrent pas trop de la réalité macroéconomique de la période.

Les problèmes de définition de champ et parfois de concepts ou de temporalité rendent difficile la comparaison des données de la comptabilité nationale, des BRN et d'autres sources.

Tableau E1 : Taux de croissance entre 1997 et 2000

Source	BRN						compta nationale	
Restriction	étude							
Hors A,Q,R,L,M	oui			oui	oui	oui	oui	
Plus de 20 en 1997	oui					oui		
Pérenne	oui		oui		oui	oui		
Taux de croissance de l'emploi	12,13	12,83	13,05	13,33	13,58	7,88	6,22	10,37
Taux de croissance de la valeur ajoutée	18,76	9,41	17,63	20,33	20,59	15,36	13,53	16,15

Note : Les grandeurs économiques sont exprimées en valeur. La restriction pour les secteurs en comptabilité nationale est la restriction aux sociétés non-financières.

Encadré 3 : L'équation de productivité globale des facteurs

L'effet de la réduction du temps de travail sur la productivité, tant du travail que du capital est central pour évaluer l'impact des lois Aubry sur l'emploi. Avant même les lois françaises sur les 35 heures, des articles ont cherché à mesurer l'élasticité de la production à la durée du travail (Feldstein[1967]) mais l'entreprise s'est avérée ardue et nous simplifions leur méthode pour estimer plus directement l'impact du passage aux 35 heures sur la productivité globale des facteurs. Cet encadré vise à préciser le concept de productivité globale des facteurs adopté dans l'étude, qui a une incidence sur les variables explicatives visant à l'expliquer.

1. On peut introduire la durée du travail parmi les facteurs de production pour mesurer l'effet d'une réduction du temps de travail sur la productivité globale des facteurs.

Les fonctions de production traditionnelles (1) considèrent que les effectifs N et la durée du travail H sont deux facteurs parfaitement substituables.

$$Y = F(K, HL) \quad (1)$$

Il serait alors équivalent en terme de production (Y) que l'entreprise emploie L personnes travaillant H heures ou H personnes travaillant L heures. C'est ce genre d'hypothèses qui est faite lorsqu'on applique la « règle de trois » pour mesurer l'impact d'une réduction du temps de travail sur l'emploi.

Mais cette hypothèse peut être remise en question car on peut penser, d'une part, que la durée du travail affecte l'efficacité des heures travaillées et, d'autre part, qu'en modifiant la durée d'utilisation des équipements, elle change la productivité du capital.

La fonction de production (2) prend en compte ces deux effets de la durée du travail sur la productivité des facteurs de production.

$$Y = F(d(H)K, e(H)HL) \quad (2)$$

$e(H)$ mesure l'efficacité des heures travaillées. La diminution de la durée du travail produit deux effets sur cette efficacité, un « effet fatigue » (l'efficacité des heures travaillées s'accroît car on supprime les dernière heures de la journée où le salarié était fatigué) et un « effet mise en train » (l'efficacité des heures décroît car la part des moments improductifs dans les heures travaillées, comme les pauses, la mise en route de l'équipement, s'accroît). $d(H)$ mesure le temps d'utilisation du capital qui peut ne pas baisser avec la durée du travail s'il y a une réorganisation suffisante. La réorganisation du travail, rendue possible par une baisse de la durée du travail, peut affecter ainsi positivement à la fois l'efficacité des heures travaillées et la durée d'utilisation des équipements.

Pour estimer cette fonction de production, on peut la simplifier en choisissant une fonction Cobb-Douglas où la durée du travail (H) est un facteur à part entière :

$$Y = AK^{1-\beta} L^\beta H^g$$

Dans cette spécification, g mesure l'élasticité de la production par rapport à la durée du travail. Si g est inférieur à 1, alors une baisse de la durée du travail s'accompagnera d'une baisse moins importante de la production : il y a des gains de productivité horaire. Ces gains sont à la fois imputables à l'efficacité accrue du travail et du capital.

2. Mais cet effet est très difficile à estimer.

Néanmoins, il est très difficile de mesurer ainsi les effets d'une réduction de la durée du travail sur la productivité. Les auteurs qui ont tenté de le faire ont trouvé des résultats très différents les uns des autres, probablement à cause des nombreux problèmes posés par l'estimation des

fonctions de production (Griliches, Mairesse [1997]). Craine[1973] trouve des pertes de productivité horaire suite à une réduction du temps de travail ; Leslie et Wise [1980] observent des gains de productivité. Feldstein[1967], Hart et MacGregor[1988] et Gianella et Lagarde[1999] ont des résultats trop imprécis pour conclure.

Par ailleurs, nous ne disposons pas d'une mesure convenable de la variation de la durée du travail. Dans les DADS, les heures rémunérées par salarié sont renseignées mais cette variable ne permet pas de bien prendre en compte l'ampleur de la réduction du temps de travail. Si les entreprises Aubry I aidées devaient s'engager à réduire effectivement leur temps de travail d'au moins 10%, les autres pouvaient redéfinir leur temps de travail pour arriver à une durée du travail finale de 35 heures. Notamment, elles pouvaient exclure du temps de travail des pauses ou une sixième semaine de congés payés préalablement accordées par l'entreprise. Or, ce changement de définition n'est pas visible dans les DADS. La baisse des heures de travail est donc mesurée avec erreur.

3. On choisit une approche alternative : la productivité globale des facteurs

Ne pouvant pas introduire les heures travaillées et pour éviter d'avoir à estimer des paramètres d'une fonction de production difficilement estimables et secondaires pour notre étude, nous choisissons donc un cadre d'analyse simplifié. En partant d'une fonction de production à rendement d'échelle constant, $Y = AN^\beta K^{1-\beta} H^g$, on peut la réécrire comme :

$$\Delta PGF = \Delta \ln(Y) - \beta \Delta \ln(L) - (1 - \beta) \Delta \ln(K) = \Delta \ln(A) + g \Delta \ln(H)$$

où le terme de gauche peut se comprendre comme le taux de croissance de la productivité globale des facteurs par tête (*PGF*). Ce terme, le taux de croissance de la *PGF*, est directement mesurable si l'on fait des hypothèses sur l'élasticité de la production à l'emploi (β). Différentes hypothèses peuvent être retenues, soit en fixant β à 0,7, 0,8..., soit en faisant l'hypothèse que les facteurs sont rémunérés à leur productivité marginale (β est égal à la part des coûts salariaux dans la valeur ajoutée). On peut accepter que ce coefficient, β , soit plus ou moins hétérogène entre entreprises, en introduisant un β différent selon le secteur et la taille (on prend alors la moyenne ou la médiane de la part des coûts salariaux dans la valeur ajoutée des entreprises d'un secteur et d'une taille donnée) ou en introduisant un β différent pour chaque entreprise (la part des coûts salariaux dans la valeur ajoutée pour l'entreprise). Nos résultats ne sont pas sensibles à ces différentes hypothèses.

Avec cette spécification, nous n'estimons pas les coefficients du travail et du capital, qui sont des paramètres qui ne nous intéressent pas directement.

Par ailleurs, nous ne connaissons pas $\Delta \ln(H)$: nous le remplaçons par une indicatrice de type d'accord de réduction du temps de travail, 1_{AubryI} , $1_{AubryIIp}$, $1_{AubryII}$ et nous estimons :

$$\Delta PGF = X\gamma + g_{AI} 1_{AubryI} + g_{Allp} 1_{AubryIIp} + g_{All} 1_{AubryII}$$

Dans cette équation, les variables X sont des variables de contrôle qui expliquent des changements de *PGF* non dus à la réduction du temps de travail. g_{AI} représente $g \Delta \ln(H)_{AI}$, c'est-à-dire la baisse moyenne de la production due au passage aux 35 heures. Les différences entre les entreprises Aubry I et Aubry II reflètent à la fois une baisse de la durée effective du travail différente ($\Delta \ln(H)$) et des élasticités de la production à la durée du travail différentes (g), dues par exemple à des réorganisations de la production plus ou moins importantes.

Les variables explicatives X introduites dans les régressions sont les suivantes : des indicatrices de secteur, de taille, la structure par âge, qualification et sexe de la main d'œuvre de l'entreprise, la part des salaires dans la valeur ajoutée (mesurée au niveau du secteur croisé avec la taille) comme mesure de l'élasticité de la production au travail, et les variables de structure de la main

d'œuvre de l'entreprise croisée avec cette élasticité³¹. Ces variables sont mesurées au début de la période considérée, soit en 1997.

Enfin, pour conclure, la mesure de la productivité que nous avons retenue, à savoir la PGF, n'est pas affectée par une variation de la composition des facteurs de production (K/L) qui pourtant pourrait être due aux 35 heures. La productivité apparente du travail (Y/L) dépend, elle, de la variation de la PGF mais aussi de l'ajustement des facteurs de production.

$$\Delta \ln(Y / L) = \Delta \ln Y - \Delta \ln L = \Delta \ln PGF + (1 - \beta) \Delta \ln(K / L)$$

³¹ Les variables croisées avec l'élasticité permettent de partiellement rendre compte des évolutions différentes des productivités spécifiques du capital A_K et de l'emploi A_L .

Encadré 4 : Le cadre théorique de la réduction du temps de travail : partage du travail ou demande de travail classique

L'objet de cet encadré est de formaliser les deux scénarii polaires nous permettant d'interpréter les différents effets. Le modèle est simplifié à l'extrême et, pour cette raison, est adapté à la description frustrée d'entreprises très différentes entre elles. Nous cherchons avant tout à comprendre ce qui se passe lorsqu'on réduit le temps de travail : le modèle propose deux scénarii dans lesquels le seul événement qui se produit est la réduction du temps de travail. Il faut considérer ce modèle comme représentatif de ce qui s'est passé, une fois tenu compte de toutes les autres raisons ayant pu affecter les variables observées.

On considère une fonction de production $Q(K, L) = PGF \cdot K^{1-\beta} L^\beta$ où Q est la production de l'entreprise et L son facteur travail (le nombre de salariés) et K son facteur capital. Nous supposons par la suite que ce facteur n'est pas affecté par la réduction du temps de travail. Sans ajustement du capital, le profit de l'entreprise est égal à $\Pi = \min(\bar{Q}, Q(L)) - wL$ où w est le coût mensuel d'un salarié et \bar{Q} la demande adressée à l'entreprise.

Soit L^* le niveau d'emploi d'équilibre initial, c'est-à-dire avant l'application d'une loi de réduction du temps de travail. Selon que l'entreprise se trouve dans un cadre de demande classique de travail (la demande de biens adressée à l'entreprise ne la contraint pas $\bar{Q} > Q(L^*)$) ou dans un cadre où elle est contrainte par sa demande de bien ($\bar{Q} < Q(L^*)$), l'effet d'une réduction de son temps de travail sera différente.

1. Dans le cadre d'une demande classique de travail

On a $\bar{Q} > Q(L^*)$. Alors la demande de travail maximise le profit, on a :

$$Q'(L^*) = PGF \cdot K^{1-\beta} \beta L^{\beta-1} = w$$

$$\ln L^* = \frac{\ln(PGF \cdot K^{1-\beta} \beta) - \ln w}{1-\beta}$$

$$\Pi = Q(L^*) - wL^* = PGF \cdot K (1-\beta) \left(\frac{PGF \cdot \beta}{w} \right)^{\frac{\beta}{1-\beta}}$$

La réduction du temps de travail a un impact sur la productivité globale des facteurs de l'entreprise (PGF). Cet impact prend en compte le fait que ses salariés sont moins productifs (puisqu'ils travaillent moins longtemps) et le fait que le capital peut être moins productif si la durée d'utilisation des équipements est moins longue.

Le passage à 35 heures de l'entreprise modifie également son coût salarial individuel w puisque les salariés ont pu accepter en contrepartie de leur réduction du temps de travail une modération salariale et surtout parce que l'entreprises reçoit des aides de l'Etat.

Le passage à 35 heures de l'entreprise entraîne donc une modification de sa demande de travail de :

$$\Delta \ln L^* = \frac{\Delta \ln PGF - \Delta \ln w}{1-\beta}$$

la variation du capital étant supposée ne pas dépendre du passage à 35 heures.

Dans le cadre d'une demande classique de travail, les pertes de productivité globale des facteurs par tête (on s'attend à ce que $\Delta \ln PGF$ soit négatif) diminuent la demande de travail de l'entreprise. La baisse du coût individuel du travail (on s'attend également à ce que $\Delta \ln w$ soit négatif) augmente la demande de travail de l'entreprise. Si les pertes de productivité par tête sont

supérieures à la baisse du coût du travail, la réduction du temps de travail a un impact négatif sur l'emploi.

2. dans le cadre où l'entreprise est saturée par la demande de biens

Dans le cas où $w\bar{Q}^{\frac{1-\beta}{\beta}} < PGF^{\frac{1}{\beta}}K.\beta$, alors $Q(L^*) > \bar{Q}$, l'entreprise est contrainte par la demande qui lui est adressée : Elle embauche de manière à atteindre un niveau de production équivalent à sa demande. Dans ce modèle le niveau de l'emploi est d'autant plus élevé que l'entreprise est peu productive.

$$Q(L^*) = \bar{Q}, \quad \ln L^* = \frac{\ln \bar{Q} - \ln PGF.K^\beta}{\beta}, \quad \Pi = \bar{Q} - w \left(\frac{\bar{Q}}{PGF.K^\beta} \right)^{\frac{1}{\beta}},$$

Une réduction du temps de travail amènera une évolution de la demande de travail de l'entreprise de :

$$\Delta \ln L^* = \frac{-\Delta \ln PGF}{\beta}$$

Dans ce cadre, les pertes de productivité induites par la réduction du temps de travail sont favorables aux créations d'emplois. Plus elles sont fortes et plus on a besoin de salariés en nombre pour produire autant.

Annexe A : L'identification des entreprises passées à 35 heures

1. Les sources d'information sur le passage aux 35 heures

Pour identifier les établissements passés à 35 heures, nous disposons d'un ensemble de sources dont aucune ne semble exhaustive et qui ne sont pas toujours cohérentes entre elles. Nous devons donc les recouper et choisir dans les cas d'incohérence celle qui nous paraît la plus fiable. On présente ici les sources dans l'ordre de fiabilité que l'on a retenu.

Le fichier des aides structurelles

La loi Aubry II accorde l'allègement de cotisations sociales à tout établissement ayant signé un accord majoritaire de réduction du temps de travail et en faisant la demande auprès de l'URSSAF. Ces demandes, faites au niveau départemental, sont par la suite centralisées à la DARES.

Ce fichier contient donc les établissements Robien et les établissements Aubry I aidés, auxquels on accorde les aides structurelles Aubry II en sus des aides incitatives prévues par les précédentes lois sur la réduction du temps de travail. A ces établissements s'ajoutent les établissements que l'on appelle communément Aubry I non-aidé ou Aubry II anticipé : ils ont réduit leur temps de travail avant janvier 2000 mais n'ont pas demandé les aides Aubry I, pour ne pas être contraints, dans le nombre d'emplois créés ou préservés, par exemple. Enfin, on trouve dans ce fichier les établissements Aubry II, passés aux 35 heures après janvier 2000 et ne pouvant à ce titre bénéficier que de l'aide structurelle prévue par la loi Aubry II.

Ce fichier devrait recenser l'ensemble des établissements passés à 35 heures mais ce n'est pas le cas pour deux raisons. La première vient d'une remontée différée de l'information des départements jusqu'à la DARES. A une date donnée, on n'a qu'une vision imparfaite des accords signés. La deuxième provient de la législation qui impose aux établissements de signer un accord majoritaire pour recevoir ces aides et apparaître ainsi dans le fichier. Certains établissements peuvent trouver cette contrainte trop importante et s'y refuser.

D'autres sources que *le suivi statistique des déclarations en vue du bénéfice de l'allègement de cotisations sociales* doivent donc être utilisées pour identifier les établissements passés aux 35 heures. La DARES a déjà repéré certains établissements à l'aide de la base *destin 1999 et 2000* et de la base *DGEFP*.

Par ailleurs, la DARES nous a fourni le *suivi des conventions de réduction collective de la durée du travail, Robien et Aubry I*.

Le suivi des conventions Robien et Aubry I

Les accords Robien et Aubry donnaient lieu, pour obtenir les aides incitatives à la réduction du temps de travail, à des conventions entre l'Etat et l'établissement signataire. Ces conventions signées au niveau régional étaient ensuite centralisées à la DARES et ont permis à celle-ci de constituer des fichiers des établissements Robien et Aubry I, contenant un certain nombre de renseignements sur les modalités de passage aux 35 heures.

Même si selon la loi c'est l'établissement qui décide de passer aux 35 heures, les conventions signées avec l'état pouvait l'être au niveau de l'entreprise ou du groupe. Grâce aux enquêtes de LIFI (Liaisons Financière), on peut retrouver l'ensemble des établissements d'un groupe passé aux 35 heures.

Les changements d'horaires renseignés dans les DADS

Enfin, on peut prendre en compte les horaires déclarés dans les DADS pour identifier les entreprises passées à 35 heures. On déclare qu'une entreprise a réduit son temps de travail si entre 1997 à 2000 elle a réduit sa durée hebdomadaire de travail (y compris heures supplémentaires) de 8% et si en 2000, ses salariés travaillent en moyenne moins de 37 heures.

2. Identifier une entreprise plutôt qu'un établissement

Le passage aux 35 heures se fait juridiquement au niveau de l'établissement mais les performances économiques se mesurent au niveau de l'entreprise. Pour évaluer l'effet des lois Aubry sur ces performances, il faut définir des entreprises passées à 35 heures. Le passage de l'établissement à l'entreprise se fait sans trop d'approximations car dans les faits les négociations ont souvent eu lieu au niveau de l'entreprise et l'ensemble des établissements d'une entreprise sont passés au même moment dans le même cadre. Pour les entreprises pour lesquelles ce n'est pas le cas, on instaure une règle selon laquelle on considère qu'une entreprise a réduit son temps de travail si plus de 50 % de ses salariés sont passés aux 35 heures.

Tableau A: répartition des entreprises de plus de 20 salariés et dans le champ de l'étude en fonction de l'accord de réduction du temps de travail fin 2000

		Entreprises de plus de 20 salariés				Champ de l'étude			
		Nb en entreprises	%	Nb en salariés	%	Nb en entreprises	%	Nb en salariés	%
Robien	-Passés à 35 heures avant juillet 1998 -Reçoivent les aides Robien	1689	2,14	599333	6,65				
Aubry I aidé offensif	-passés entre juillet 1998 et décembre 1999 -réduction effective du temps de travail de 10% -obligation de création d'emplois -aides incitatives	13503	17,07	1876295	20,82	11594	20,93	1620836	28,01
Aubry I non aidé	-passés entre juillet 1998 et décembre 1999 -possible redéfinition du temps de travail -pas d'aides, ni d'obligations	2691	3,4	919537	10,2	2347	4,24	847317	14,64
Aubry II	-passés depuis janvier 2000 -possible redéfinition du temps de travail -aides structurelles	10167	12,85	1440635	15,98	8907	16,08	1206372	20,85
Aubry II +aides incitatives	Entreprises constituées à partir d'établissements de moins de 50 salariés ou dont les effectifs ont chuté de puis 1997	352	0,44	9695	0,11				
Aides structurelles	Entreprises passées à 35 heures sans que l'on soit capable d'identifier le cadre de réduction du temps de travail.	6589	8,33	649974	7,21	5699	10,29	570748	9,86
Inéligibles	Entreprises inéligibles aux aides	2022	2,56	328443	3,64				
Aubry I aidé défensif	-passés entre juillet 1998 et décembre 1999 -réduction effective du temps de travail de 10% -obligation de préserver des emplois -aides incitatives	767	0,97	119851	1,33				
Non RTT	Pas encore passées aux 35 heures fin 2000	41330	52,24	3068783	34,05	26846	48,46	1540630	26,63

Lecture : Fin 2000, 1689 entreprises avaient réduit leur temps de travail dans le cadre de la loi Robien. Ces entreprises correspondent à 2,14% des entreprises de plus de 20 salariés. Ces entreprises employaient en 1997 600 000 salariés, correspondant à 6,7% des employés du champ des entreprises de plus de 20 salariés. Parmi les entreprises sélectionnées pour l'étude, 11594 ont signé un accord Aubry I offensif, elles correspondent à 20,9% de l'ensemble des entreprises du champ. En nombre de salariés, elles en employaient 1,6 millions en 1997, soit 28% du champ considéré. Champ de l'étude : Entreprises de plus de 20 salariés, dans le secteur marchand (hors secteurs financier et immobilier), actives en 1997 et 2000 (dont la production, la valeur ajoutée, les effectifs et le capital productif sont positifs les deux années). Ne sont également incluses dans ce champ que les entreprises dont les principales variables d'intérêt (évolution du log de la valeur ajoutée, des immobilisations productives, des effectifs, du coût, de la PGF) ont un écart absolu à leur valeur médiane inférieur à cinq fois l'écart interquartile (contrôle de valeurs extrêmes).

Accès aux données :

La plupart des données utilisées dans cette étude sont d'une façon ou d'une autre, accessibles aux chercheurs souhaitant effectuer une analyse de même ordre.

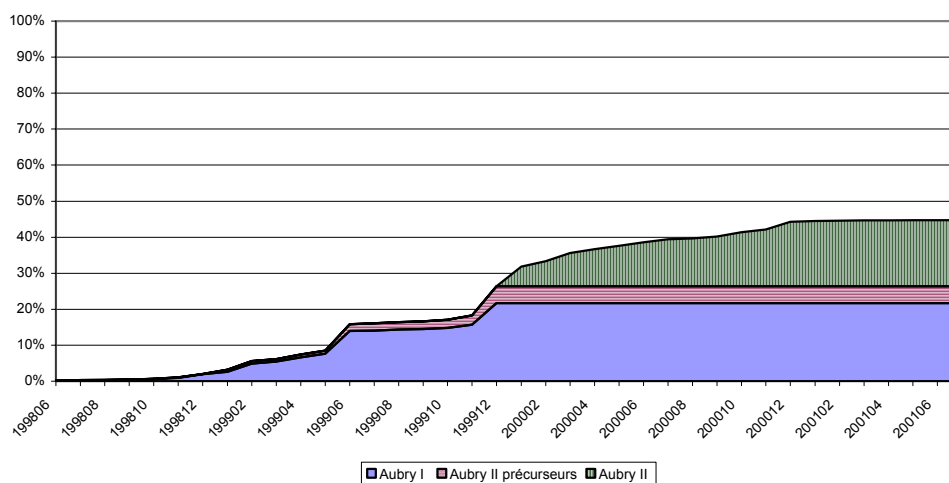
Les fichiers décrivant les accords passés par les entreprises peuvent être obtenus en demandant l'autorisation auprès du ministère du travail.

Les informations de bilan des entreprises peuvent être obtenues à partir des Enquêtes Annuelles d'Entreprises. L'accès à ces données est possible après passage devant le comité du secret³².

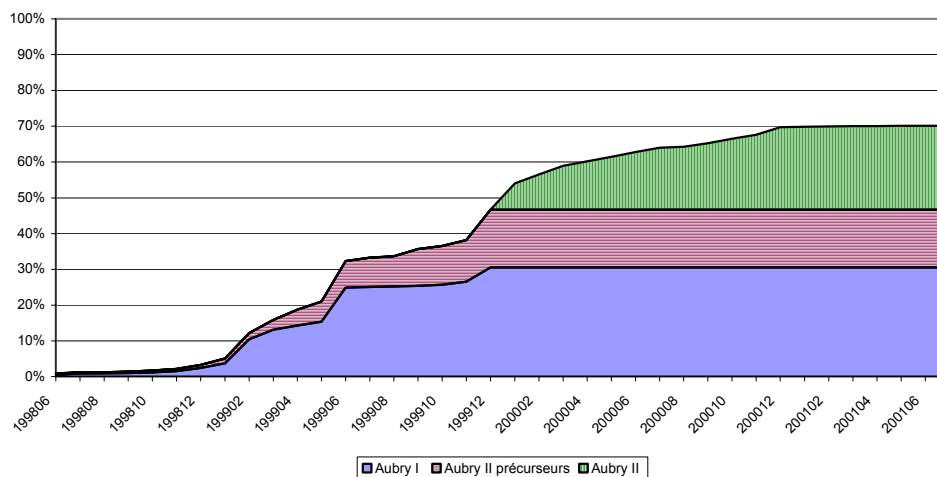
Les seules informations dont l'utilisation nécessite une présence physique à l'Insee sont les DADS (Déclarations Annuelles de Données Sociales). Celles-ci sont utilisées pour l'estimation des aides contrefactuelles Aubry II et pour le calcul des variations de coût relatives à la hausse du Smic.

Mise en place de la réduction du temps de travail dans les entreprises du champ retenu

Graphique A1 : Evolution de la part d'entreprises ayant signé un accord de réduction du temps de travail



Graphique A2 : Evolution de la part de salariés dont les entreprises ont signé un accord de réduction du temps de travail



Lecture : En décembre 2001, sur les 48572 entreprises identifiées comme ayant signé un accord de réduction du temps de travail ou toujours à 39 heures à cette date, seules 45% étaient passées à 35 heures, 22% dans le cadre Aubry I aidé, 5% dans le cadre Aubry II précurseur et 18% dans le cadre Aubry II. Pondérées par leur effectif en 1997, ces poids sont très différents. En décembre 2001, les entreprises du champ de l'étude toujours à 39 heures ne représentent plus que 30% des salariés de ces entreprises, contre 31% pour les entreprises Aubry I aidées, 16% pour les entreprises Aubry II précurseurs et 23% pour les entreprises Aubry II.

Les graphiques ci-dessus illustrent le passage progressif de la plupart des entreprises à 35 heures entre juin 1998 et décembre 2001.

³² Le dossier peut être retiré auprès de la division « Environnement juridique de la statistique » à l'Insee, qui assure le secrétariat du comité du Secret.

Annexe B : construction des variables instrumentales et de contrôle

Les aides contrefactuelles Aubry II.

Les aides Aubry II sont des aides pour une part forfaitaire et pour une part une fonction décroissante de la rémunération mensuelle du salarié³³. Connaissant la rémunération de tous les salariés de l'entreprise, on peut donc calculer de manière certaine les aides que l'entreprise pourrait recevoir si elles réduisaient son temps de travail dans le cadre Aubry II. Or, nous connaissons ces rémunérations en 1997 grâce au DADS. On peut donc calculer la valeur moyenne par salarié des aides que l'entreprise toucherait si elle passait à 35 heures et en faisant l'hypothèse qu'elle ne modifie pas trop sa structure salariale en même temps qu'elle réduit son temps de travail.

Ce montant moyen des aides par salarié varie d'une entreprise à une autre selon l'importance des salariés rémunérés moins de 1,8 Smic mais son effet peut être identifié indépendamment de la part des salariés rémunérés en dessous de 1,8 Smic.

Reconstruction des évolutions de coût salarial pour les entreprises à 35 heures et à 39 heures fondée sur la seule évolution du Smic

Nous construisons deux variables retraçant l'évolution du coût salarial de l'entreprise due à l'augmentation du Smic, pour la première variable lorsque l'entreprise passe à 35 heures, pour la deuxième variable lorsqu'elle reste à 39 heures.

Les Smic appliqués aux entreprises sont en effet différents selon qu'elles ont réduit leur temps de travail ou non et selon la date à laquelle elles sont passées à 35 heures. Connaissant le nombre de salariés au Smic en 1997, on peut reconstruire pour chaque entreprise l'évolution de son coût du travail liée aux évolutions des Smic entre 1997 et 2000, lorsqu'elle réduit son temps de travail avant juin 1999 ou lorsqu'elle reste à 39 heures. Outre une évolution différente du coût pour les salariés au Smic, nous prenons en compte dans cette mesure d'éventuels effets de diffusion. Le renchérissement du Smic mensuel s'accompagne probablement également d'une augmentation des salaires proches du Smic (nous supposons qu'il y a des effets de diffusion jusqu'à 1,5 Smic³⁴). Enfin, pour les entreprises à 35 heures, nous prenons en compte que l'évolution du coût salarial pour l'entreprise est également affectée par les allègements de charge qu'elle reçoit.

L'algorithme de reconstruction du coût salarial à partir du Smic observé (programme SAS) est disponible sur demande. Son principe est le suivant : à partir du salaire d'un employé de l'entreprise, on reconstruit son évolution en fonction du choc postulé sur le Smic. Pour les entreprises restées à 39 heures, on considère que ce choc correspond à l'évolution nominale du Smic sur la période 1997-2000. Si le salaire considéré est proche du Smic, son évolution va refléter celle du Smic. Si le salaire est supérieur à 1,5 Smic, son évolution est nulle. A partir de cette évolution brute, on reconstitue le coût salarial en appliquant les taux de cotisation légaux correspondant à l'année considérée et en tenant compte des abaissements, ristournes Juppé pour les entreprises restées à 39 heures, Aides Aubry I et II pour les entreprises passées à 35 heures. On a ainsi reconstitué pour chaque individu de l'entreprise un coût individuel contrefactuel dépendant de l'évolution du Smic, de l'évolution des taux de cotisations patronales, des abaissements et de la propre position de son salaire initial par rapport au Smic de 1997. La variation de coût introduite dans la régression d'emploi est alors la moyenne de la différence entre le coût reconstruit et le coût observé en 1997.

³³ Les aides Aubry II (les aides pérennes forfaitaires+les allègements de charge) se calculent pour un salarié en fonction de sa rémunération mensuelle, comme suit :

Pour une rémunération mensuelle entre 6 881,68 F et 11 899,57 F : $[(41\ 500\ F \times 6\ 881,68\ F / \text{rémunération mensuelle}) - 20\ 000\ F]$

Pour une rémunération mensuelle supérieure à de 11 899,57 : 4000F

³⁴ Nous supposons que les salaires supérieurs au Smic et inférieurs à 1,5 Smic augmentent en même temps que le Smic mais d'autant moins qu'ils sont éloignés du Smic. Plus exactement, une augmentation de x% du Smic se traduit pour

salarié rémunéré à un salaire, w , inférieur à 1,5 Smic par une croissance de $1 + \left(\frac{w}{smic} - 1\right)^2 - \frac{13}{4} \left(\frac{w}{smic} - 1\right)$.

La part des entreprises Robien

Nous introduisons la proportion d'entreprises passées à 35 heures dans le secteur fin comme variable instrumentale supplémentaire. Celle-ci reflète l'incitation qu'à l'entreprise à passer, elle aussi, à 35 heures, dans la mesure où un certain nombre d'entreprises appartenant au même secteur (possiblement des concurrents) ont déjà réduit leur temps de travail.

Le taux d'endettement

Nous introduisons ce taux d'endettement (endettement/capital productif) sous la forme d'une indicatrice indiquant s'il est en 1997 plus grand que 50%.

Annexe C : Mise en œuvre de l'évaluation dans le cas de sélection sur inobservables

Dans le cadre des méthodes d'évaluation des politiques publiques à partir de données microéconomiques, deux paramètres sont particulièrement étudiés : l'effet du traitement sur les traités³⁵ (ETT) et l'effet du traitement sur les non traités (ETNT). Nous présentons l'écriture formelle de ces deux effets puis la manière de les estimer quand les entreprises se sélectionnent dans le groupe des entreprises traitées en fonction de caractéristiques inobservables. Enfin, nous présentons les tests effectués pour montrer l'existence des trois biais qui peuvent fausser notre estimation de l'effet de la politique économique.

1. L'effet du traitement sur les traités et l'effet du traitement sur les non traités

On appelle Y_{0i} la situation que connaît l'entreprise i si elle n'est pas traitée, c'est-à-dire si $T_i = 0$ (si elle est restée à 39 heures). On appelle Y_{1i} la situation que connaît la même entreprise i si elle est traitée, c'est-à-dire si $T_i = 1$ (si elle a signé un accord Aubry I aidé). L'effet de la politique de réduction du temps de travail pour l'entreprise i sur une variable Y est l'écart entre ces deux situations $Y_{1i} - Y_{0i}$. Il est impossible de le calculer directement puisque nous ne pouvons observer conjointement pour une même entreprise la situation qu'elle aurait connue si elle avait été traitée et celle qu'elle aurait connue si elle n'avait pas été traitée.

Pour évaluer l'effet d'une politique économique, deux paramètres d'intérêt peuvent alors être retenus. Soit on cherche à savoir quel a été l'effet moyen de la réduction du temps de travail sur les entreprises effectivement passées à 35 heures : c'est l'effet du traitement sur les traités que l'on note $ETT = E(Y_{1i} - Y_{0i} / T_i = 1)$. Soit on cherche à savoir ce que serait l'effet de cette politique si elle était appliquée à l'ensemble de la population (sur les entreprises passées à 35 heures et restées à 39 heures) : c'est l'effet moyen du traitement, $EMT = E(Y_{1i} - Y_{0i})$, plus difficile à mesurer puisque c'est un effet extrapolé. On a en effet besoin pour mesurer cet effet de connaître l'effet de la politique économique sur les entreprises qui ont décidé de ne pas être traitées, l'effet du traitement sur les non traités $ETNT = E(Y_{1i} - Y_{0i} / T_i = 0)$

Pour estimer ces paramètres, on reconstruit la situation contrefactuelle de l'entreprise, celle qui n'est pas observée (c'est-à-dire Y_{i0} pour les entreprises non traitées, Y_{i1} pour les entreprises traitées), à partir de la situation observée pour les entreprises de l'autre groupe. Mais pour cela, il faut prendre en compte le fait qu'en moyenne les groupes des entreprises traitées et non traitées peuvent être différents : à cet effet, on considère l'évolution avant et après traitement de la variable Y et on prend en compte un certain nombre de caractéristiques X . Ces caractéristiques peuvent être insuffisantes pour mesurer sans biais les différents effets. On utilise alors des méthodes qui corrigent de la sélection sur inobservables.

2. La méthode d'Heckman

Modélisation de la décision de réduire son temps de travail

Dans un premier temps, on modélise la décision des entreprises de signer un accord Aubry I aidé plutôt que d'être resté à 39 heures fin 2000 par un probit binomial. On explique le choix de l'entreprise de réduire son temps de travail dans un cadre Aubry I aidé à l'aide de variables Z (les variables explicatives X , plus les variables instrumentales ou variables d'exclusion) qui permettent de mesurer l'intérêt qu'à l'entreprise à réduire son temps de travail. Cet intérêt est

³⁵ Dans l'évaluation des politiques économiques, on utilise les termes traités et traitement par analogie avec le domaine médical où l'on cherche à évaluer l'efficacité d'un médicament ou d'un traitement.

mesuré par la variable latente T^* . On observe que l'entreprise a choisi le traitement $T = 1$ pourvu que T^* respecte les conditions présentées ci-dessous :

$$T = 1 \Leftrightarrow T^* = Z\gamma + v > C_{39}$$

$$T = 39h \Leftrightarrow T^* \leq C_{39}$$

C_{39} est une constante qui détermine le palier au-delà duquel la réduction du temps de travail devient avantageuse pour l'entreprise.

Modélisation des équations d'emploi et de productivité globale des facteurs

On estime ensuite une équation d'emploi ou de PGF pour chaque groupe d'entreprises traitées ($T=1$) ou non traitées ($T=0$). On explique leurs évolutions par les variables X et par un aléa u .

$$\Delta Y_1 = Xb_1 + u_1 \quad (1)$$

$$\Delta Y_0 = Xb_0 + u_0 \quad (2)$$

Pour estimer correctement les paramètres a, b , on doit prendre en compte la corrélation entre les résidus u et v , c'est-à-dire entre les évolutions d'emploi ou de PGF et les décisions de réduire son temps de travail. Pour cela, on spécifie la loi jointe des résidus u_1, u_0, v en choisissant par exemple une loi normale où ρ_k mesure la corrélation entre le résidu v et le résidu u_k et σ_k l'écart-type du résidu u_k .

Ce modèle peut alors être estimé de deux façons : par la méthode d'Heckman en deux étapes ou par maximum de vraisemblance.

La méthode d'Heckman en deux étapes repose sur l'écriture suivante de l'espérance de l'évolution de la variable d'intérêt conditionnelle au traitement :

$$E(\Delta Y_1 / X, T = 1) = a_1 + b_1 \bar{X}_1 + \rho_1 \sigma_1 E(v / X, T = 1)$$

L'introduction de l'inverse du ratio de Mills, $E(v / X, T = 1) = \frac{\phi(Z\gamma - C_{39})}{\Phi(Z\gamma - C_{39})}$ comme variable

explicative dans l'équation ΔY_1 supprime le biais de sélection sur inobservables. ϕ mesure la densité de la loi normale et Φ la fonction de répartition de la loi normale.

De la même manière pour estimer correctement les paramètres a_0 et b_0 , on introduit l'inverse

du ratio de Mills, $E(v / X, T = 0) = \frac{-\phi(Z\gamma - C_{39})}{1 - \Phi(Z\gamma - C_{39})}$ dans l'équation d'emploi ou de PGF estimée

pour les entreprises restées à 39 heures.

L'estimation par maximum de vraisemblance requiert son écriture. Selon que l'entreprise est passée ou non à 35 heures, elle s'écrit de la façon suivante. Si l'entreprise choisit le traitement $T = 1$, alors sa contribution à la log-vraisemblance est

$$\ln L(T = 1, \Delta Y_1, X, Z) = -\ln \sigma_1 + \ln \left[1 - \Phi \left(\frac{C_{39} - Z\gamma - \rho_1 \frac{\Delta Y_1 - Xb_1}{\sigma_1}}{\sqrt{1 - \rho_1^2}} \right) \right] + \ln \varphi \left(\frac{\Delta Y_1 - Xb_1}{\sigma_1} \right)$$

Si elle choisit le traitement $T = 0$, sa contribution s'écrit

$$\ln L(T = 0, \Delta Y_0, X, Z) = -\ln \sigma_0 + \ln \Phi \left(\frac{C_{39} - Z\gamma - \rho_0 \frac{\Delta Y_0 - Xb_0}{\sigma_0}}{\sqrt{1 - \rho_0^2}} \right) + \ln \varphi \left(\frac{\Delta Y_0 - Xb_0}{\sigma_0} \right)$$

Si bien que la log-vraisemblance totale s'écrit :

$$\ln L = \sum 1_{T_i=1} \ln L(T_i = 1, \Delta Y_{1i}, X_i, Z_i) + 1_{T_i=0} \ln L(T_i = 0, \Delta Y_{0i}, X_i, Z_i)$$

Celle-ci est programmée est maximisée à l'aide de la PROC IML de sas (les programmes sont disponibles sur demande).

Ces méthodes se différencient sur la robustesse et la précision de leurs résultats : l'estimation par la méthode d'Heckman est robuste à la spécification de la loi mais peu précise, l'estimation par maximum de vraisemblance est moins robuste mais plus précise.

Calcul de l'effet du traitement sur les traités et de l'effet du traitement sur les non traités

L'effet du traitement sur les traités que l'on note $ETT = E(\Delta Y_1 - \Delta Y_0 / T = 1, X, Z)$ peut alors être estimé par :

$$\begin{aligned} \hat{ETT} &= E(a_1 - a_0 + X(b_1 - b_0) + u_1 - u_0 / T = 1, X, Z) \\ &= E(a_1 - a_0 + X(b_1 - b_0) + (\rho_1 \sigma_1 - \rho_0 \sigma_0) \frac{\phi(Z\gamma - C_1)}{\Phi(Z\gamma - C_1)} / T = 1) \\ &= E(Y_1 / T = 1) - E(a_0 + Xb_0 + \rho_0 \sigma_0 \frac{\phi(Z\gamma - C_1)}{\Phi(Z\gamma - C_1)} / T = 1) \end{aligned}$$

Seule l'estimation de l'équation (2) sur les entreprises restées à 39 heures est nécessaire pour mesurer correctement ETT. En revanche pour mesurer l'effet du traitement sur les non traités, l'estimation doit être faite sur les entreprises passées à 35 heures (équation 1) et restées à 39 heures (équation 2) et les deux coefficients $\rho_1 \sigma_1, \rho_0 \sigma_0$ doivent être correctement estimés.

L'effet du traitement Aubry I pour les entreprises encore à 39 heures $ETNT = E(\Delta Y_1 - \Delta Y_0 / X, Z)$ est mesuré par :

$$\begin{aligned} \hat{ETNT} &= E(a_1 - a_0 + X(b_1 - b_0) + u_1 - u_0 / T = 0, X, Z) \\ &= E(a_1 + Xb_1 + \rho_1 \sigma_1 \frac{\phi(Z\gamma - C_1)}{\Phi(Z\gamma - C_1)} / T = 0) - E(Y_0 / T = 0) \end{aligned}$$

3. Test de la présence des trois biais

Un estimateur naïf et intuitif des effets d'une politique économique est la comparaison de la situation moyenne, en termes d'emploi ou de PGF, des entreprises qui sont effectivement passées à 35 heures et de celles qui sont restées à 39 heures. Trois biais peuvent affecter cet estimateur naïf. A l'aide de la méthode présentée ci-dessus, on peut tester l'existence de ces trois biais.

Hétérogénéité des caractéristiques des entreprises

Si les caractéristiques des entreprises passées à 35 heures et restées à 39 heures sont hétérogènes, il est probable que même sans réduction du temps de travail les entreprises signataires d'accords Aubry I aidé n'auraient pas connu les mêmes évolutions d'emploi et de productivité globale des facteurs que celles observées pour les entreprises restées à 39 heures.

Il peut y avoir hétérogénéité des caractéristiques des entreprises passées ou non à 35 heures pour deux raisons. Premièrement, en moyenne, les caractéristiques observables des entreprises passées à 35 heures sont différentes de celles restées à 39 heures ($\bar{X}_0 \neq \bar{X}_1$). Deuxièmement, en

moyenne, les caractéristiques inobservables sont différentes selon que l'entreprise est passée ou non à 35 heures ($E(u_0 / T = 1) \neq E(u_0 / T = 0)$).

Si $\rho_0\sigma_0$ n'est pas nul, alors les entreprises passées à 35 heures n'auraient pas connu, à cause de caractéristiques inobservées, les mêmes évolutions de PGF ou d'emploi que les entreprises restées à 39 heures s'il n'y avait pas eu de politique de réduction du temps de travail : il y a hétérogénéité des caractéristiques inobservables des entreprises et la prise en compte de la sélection sur inobservables est nécessaire pour mesurer correctement l'effet du traitement sur les traités.

Si $\rho_0\sigma_0$ est nul, au contraire, les méthodes par appariement ou par Moindres Carrés Ordinaires suffisent pour estimer l'effet du traitement sur les traités.

Hétérogénéité de l'effet du traitement

L'effet du traitement est hétérogène si les entreprises restées à 39 heures en réduisant leur temps de travail ne connaissent pas un effet du traitement similaire à celui observé pour les entreprises qui sont déjà passées à 35 heures.

Il peut y avoir hétérogénéité de l'effet du traitement pour deux raisons. D'une part, les rendements des caractéristiques observables sont différents selon que l'entreprise est passée ou non à 35 heures ($b_1 \neq b_0$). D'autre part, les rendements des variables inobservables sont eux aussi différents entre les deux populations ($(\rho_1\sigma_1 - \rho_0\sigma_0) \neq 0$). Si aucune de ces hétérogénéités n'existe alors l'effet du traitement sur les traités est égal à l'effet moyen du traitement.

Effets de bouclage du Smic

Les effets de bouclage dus aux lois Aubry sont probablement multiples. Nous cherchons à en mettre un seul en évidence : la montée en charge des dispositifs Aubry a été responsable d'une part de l'augmentation du Smic horaire entre 1997 et 2000. Ce Smic horaire n'était appliqué qu'aux entreprises restées à 39 heures et a pu affecter leurs évolutions d'emploi.

On connaît pour chaque entreprise l'effet de la hausse du Smic sur son coût salarial (on peut le recalculer à partir de la structure de sa masse salariale en 1997). Par ailleurs, cet effet est hétérogène entre les entreprises (cela dépend de leur recours à des salariés payés au Smic ou à un salaire proche du Smic). On peut essayer de mesurer l'effet (c) de cette hausse du coût ($\Delta cout$) sur l'emploi.

$$\Delta Y_0 = Xb_0 + c\Delta cout_0 + u_0$$

Si c est significativement différent de 0, les effets de bouclage liés au Smic affectent nos évaluations de l'effet des lois Aubry sur l'emploi puisque les évolutions d'emploi des entreprises restées à 39 heures sont sous-estimées par rapport à ce qu'aurait été leur situation sans loi Aubry. Pour pouvoir corriger nos évaluations, il faudrait savoir quelle part de l'évolution du coût du Smic (et donc de $\Delta cout$) est imputable aux effets de bouclage.

Si on connaissait cette évolution $\Delta cout_0^{sansRTT}$, on pourrait alors reconstruire la situation en terme d'évolution de l'emploi pour les entreprises restées à 39 heures si aucune politique de réduction du temps de travail n'avait eu lieu :

$$E(\Delta Y_{0i} / T_i = 0) = E(\Delta Y - c\Delta cout_0 + c\Delta cout_0^{sansRTT} / T_i = 0)$$

et utiliser ce nouveau contrefactuel pour estimer l'effet du traitement sur les traités.

On ne connaît pas cette évolution mais une évolution nulle donne un minorant des effets de la réduction du temps de travail sur l'emploi des entreprises passées à 35 heures.

Annexe D : Résultats des régressions sur la PGF et l'emploi

Tableau D1 : Résultats des estimations sur l'équation de PGF par la méthode d'Heckman et par maximum de vraisemblance

		Méthode d'Heckman en deux étapes		Maximum de vraisemblance	
Entreprises à 39 heures		Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type
Inverse du ratio de Mills		-0,021	(0,030)		
	Constante	0,125	(0,110)	0,114	(0,058)
Secteur d'activité	Industries agro-alimentaires	-0,079	(0,015)	-0,083	(0,014)
	Biens de consommation	-0,055	(0,015)	-0,059	(0,014)
	Industrie automobile	-0,007	(0,022)	-0,009	(0,022)
	Biens d'équipement	-0,044	(0,010)	-0,045	(0,009)
	Biens intermédiaires	-0,032	(0,010)	-0,033	(0,009)
	Energie	0,027	(0,082)	0,017	(0,044)
	Construction	0,008	(0,011)	0,005	(0,010)
	Commerce	-0,028	(0,010)	-0,030	(0,009)
	Transport	-0,039	(0,011)	-0,038	(0,010)
	Services aux entreprises	-0,033	(0,012)	-0,036	(0,011)
	Services aux particuliers	Réf.			
Taille de l'entreprise	De 20 à 49	-0,014	(0,026)	-0,007	(0,026)
	De 50 à 99	-0,015	(0,025)	-0,009	(0,024)
	De 100 à 249	-0,028	(0,025)	-0,022	(0,024)
	De 250 à 499	-0,017	(0,026)	-0,014	(0,026)
	Plus de 500	Réf.			
Structure par âge et qualification	Part des salariés âgés de 24 ans et moins	0,034	(0,153)	0,021	(0,079)
	Part des salariés âgés de 25 à 34 ans	-0,279	(0,114)	-0,280	(0,052)
	Part des salariés âgés de 35 à 49 ans	-0,319	(0,136)	-0,321	(0,075)
	Part des salariés âgés de plus de 50 ans	Réf.			
	Part des salariés non qualifiés	-0,135	(0,056)	-0,135	(0,028)
	Part des salariés qualifiés	-0,162	(0,062)	-0,162	(0,035)
	Part des salariés très qualifiés	Réf.			
Part des hommes	0,040	(0,054)	0,042	(0,031)	
Part des femmes	Réf.				
Part des salaires dans la valeur ajoutée		-0,049	(0,128)	-0,044	(0,062)
Structure par âge et qualification interagie avec la part des salaires dans la valeur ajoutée	Part des salariés âgés de 24 ans et moins	0,128	(0,191)	0,132	(0,088)
	Part des salariés âgés de 25 à 34 ans	0,426	(0,139)	0,420	(0,063)
	Part des salariés âgés de 35 à 49 ans	0,424	(0,164)	0,418	(0,090)
	Part des salariés âgés de plus de 50 ans	Réf.			
	Part des salariés non qualifiés	0,153	(0,070)	0,152	(0,034)
	Part des salariés qualifiés	0,171	(0,076)	0,170	(0,041)
	Part des salariés très qualifiés	Réf.			
	Part des hommes	-0,036	(0,067)	-0,036	(0,037)
Part des femmes	Réf.				
	ρ_0	0,085	(0,122)	0,031	(0,117)
	σ_0	0,249	(0,176)	0,250	(0,013)

Tous les résultats présentés dans les tableaux sont obtenus à l'aide des méthodes présentées dans l'annexe C. Les écart-types sont entre parenthèses. Pour la méthode d'Heckman, le coefficient de l'inverse du ratio de Mills est directement estimé par les MCO. ρ et σ sont alors estimés à partir de ce coefficient et des résidus de l'équation. Pour l'estimation par le maximum de vraisemblance, ces coefficients sont directement estimés.

Tableau D1 (suite)

		Méthode d'Heckman en deux étapes		Maximum de vraisemblance	
Entreprises Aubry I aidées		Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type
Inverse du ratio de Mills		-0,064	(0,032)		
	Constante	-0,047	(0,167)	-0,136	(0,109)
Secteur d'activité	Industries agro-alimentaires	-0,051	(0,021)	-0,013	(0,017)
	Biens de consommation	-0,047	(0,020)	-0,003	(0,017)
	Industrie automobile	-0,015	(0,032)	0,005	(0,036)
	Biens d'équipement	-0,049	(0,017)	-0,042	(0,020)
	Biens intermédiaires	-0,021	(0,016)	-0,005	(0,015)
	Energie	0,026	(0,065)	0,102	(0,033)
	Construction	0,015	(0,017)	0,038	(0,019)
	Commerce	-0,004	(0,016)	0,023	(0,015)
	Transport	-0,065	(0,018)	-0,076	(0,024)
	Services aux entreprises	-0,018	(0,018)	0,015	(0,016)
	Services aux particuliers				
Taille de l'entreprise	De 20 à 49	-0,043	(0,024)	-0,096	(0,026)
	De 50 à 99	-0,043	(0,022)	-0,082	(0,025)
	De 100 à 249	-0,041	(0,020)	-0,071	(0,024)
	De 250 à 499	-0,041	(0,021)	-0,055	(0,026)
	Plus de 500				
Structure par âge et qualification	Part des salariés âgés de 24 ans et moins	0,302	(0,196)	0,411	(0,152)
	Part des salariés âgés de 25 à 34 ans	-0,286	(0,168)	-0,279	(0,104)
	Part des salariés âgés de 35 à 49 ans	-0,280	(0,214)	-0,269	(0,140)
	Part des salariés âgés de plus de 50 ans				
	Part des salariés non qualifiés	-0,090	(0,077)	-0,079	(0,050)
	Part des salariés qualifiés	-0,044	(0,099)	-0,036	(0,059)
	Part des salariés très qualifiés				
	Part des hommes	-0,037	(0,078)	-0,054	(0,034)
Part des femmes					
Part des salaires dans la valeur ajoutée		0,035	(0,206)	-0,027	(0,118)
Structure par âge et qualification interagie avec la part des salaires dans la valeur ajoutée	Part des salariés âgés de 24 ans et moins	-0,227	(0,241)	-0,251	(0,164)
	Part des salariés âgés de 25 à 34 ans	0,458	(0,208)	0,525	(0,144)
	Part des salariés âgés de 35 à 49 ans	0,425	(0,263)	0,505	(0,186)
	Part des salariés âgés de plus de 50 ans				
	Part des salariés non qualifiés	0,093	(0,096)	0,102	(0,060)
	Part des salariés qualifiés	0,019	(0,122)	0,028	(0,067)
	Part des salariés très qualifiés				
	Part des hommes	0,021	(0,099)	0,017	(0,003)
Part des femmes					
	ρ_1	0,268	(0,151)	0,566	(0,027)
	σ_1	0,238	(0,042)	0,277	(0,054)

Tableau D2 : Résultats des estimations sur l'équation d'emploi par la méthode d'Heckman et par maximum de vraisemblance

		Méthode d'Heckman en deux étapes		Maximum de vraisemblance	
Entreprises à 39 heures		Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type
Inverse du ratio de Mills		-0,002	(0,037)		
	Constante	-0,156	(0,100)	-0,158	(0,082)
Secteur d'activité	Industries agro-alimentaires	-0,018	(0,016)	-0,018	(0,017)
	Biens de consommation	-0,004	(0,017)	-0,004	(0,017)
	Industrie automobile	0,078	(0,020)	0,078	(0,031)
	Biens d'équipement	0,033	(0,011)	0,033	(0,012)
	Biens intermédiaires	0,028	(0,010)	0,028	(0,011)
	Energie	-0,124	(0,064)	-0,126	(0,070)
	Construction	0,060	(0,012)	0,060	(0,012)
	Commerce	0,013	(0,011)	0,013	(0,012)
	Transport	0,098	(0,012)	0,098	(0,011)
	Services aux entreprises	0,051	(0,015)	0,051	(0,014)
	Services aux particuliers				
Taille de l'entreprise	De 20 à 49	-0,030	(0,030)	-0,028	(0,033)
	De 50 à 99	-0,011	(0,028)	-0,009	(0,030)
	De 100 à 249	-0,017	(0,028)	-0,016	(0,029)
	De 250 à 499	-0,012	(0,028)	-0,011	(0,031)
	Plus de 500				
Structure par âge et qualification	Part des salariés âgés de 24 ans et moins	0,330	(0,132)	0,328	(0,113)
	Part des salariés âgés de 25 à 34 ans	0,471	(0,093)	0,471	(0,078)
	Part des salariés âgés de 35 à 49 ans	0,354	(0,124)	0,354	(0,102)
	Part des salariés âgés de plus de 50 ans				
	Part des salariés non qualifiés	0,038	(0,055)	0,038	(0,037)
	Part des salariés qualifiés	0,083	(0,068)	0,083	(0,040)
	Part des salariés très qualifiés				
	Part des hommes	-0,008	(0,054)	-0,008	(0,039)
Part des femmes					
Part des salaires dans la valeur ajoutée		-0,076	(0,114)	-0,075	(0,087)
Structure par âge et qualification interagie avec la part des salaires dans la valeur ajoutée	Part des salariés âgés de 24 ans et moins	0,094	(0,164)	0,095	(0,127)
	Part des salariés âgés de 25 à 34 ans	-0,093	(0,115)	-0,094	(0,093)
	Part des salariés âgés de 35 à 49 ans	-0,139	(0,153)	-0,141	(0,122)
	Part des salariés âgés de plus de 50 ans				
	Part des salariés non qualifiés	-0,146	(0,072)	-0,146	(0,043)
	Part des salariés qualifiés	-0,165	(0,085)	-0,165	(0,046)
	Part des salariés très qualifiés				
	Part des hommes	0,065	(0,069)	0,065	(0,045)
Part des femmes					
Effet de la variation du coût salarial induit par la hausse du Smic (à effectif inchangé)		-1,509	(0,252)	-1,516	(0,230)
ρ_0		0,006	(0,132)	-0,004	(0,138)
σ_0		0,280	(0,167)	0,280	(0,010)

Dans tous les cas, les estimations portent sur 22991 entreprises restées à 39 heures fin 2000 et 10211 entreprises Aubry I aidées.

