

D OCUMENT D'ÉTUDES

L'AIDE SPÉCIFIQUE AU SECTEUR HÔTELS- CAFÉS-RESTAURANTS :

QUELS EFFETS SUR L'EMPLOI ET LA PRODUCTIVITÉ ?

Par
Fanny MIKOL
Juliette PONCEAU

N° 147
Avril 2009

**Les documents d'études sont des documents de travail ;
à ce titre, ils n'engagent que leurs auteurs
et ne représentent pas la position de la DARES.**



MINISTÈRE DE L'ÉCONOMIE,
DE L'INDUSTRIE
ET DE L'EMPLOI

MINISTÈRE DU TRAVAIL,
DES RELATIONS SOCIALES,
DE LA FAMILLE
ET DE LA SOLIDARITÉ

Résumé

L'aide au secteur Hôtels-cafés-restaurants (HCR), instaurée par la loi du 9 août 2004, stipule que les employeurs de personnels des hôtels, cafés, restaurants, à l'exclusion des employeurs du secteur de la restauration collective et des cantines, peuvent bénéficier d'une aide forfaitaire à l'emploi, pour les périodes d'emploi effectuées depuis le 1er juillet 2004.

Les salariés concernés par cette aide sont ceux percevant au minimum un salaire horaire égal au Smic, hors avantage en nature. Un des objectifs de l'aide était en effet l'abandon du Smic hôtelier¹ : les salariés rémunérés en dessous du Smic horaire ne bénéficient pas de l'aide. L'aide est à cet égard incitative : avec l'aide, le coût d'un salarié payé au Smic de droit commun est moins élevé que celui d'un salarié payé au Smic hôtelier sans l'aide. Cette aide a depuis été reconduite par périodes successives jusqu'au 31 décembre 2007, pour être définitivement prorogée par la loi de finances pour 2008, avec des majorations spécifiques pour certains employeurs depuis 2006 (Annexe I).

Outre l'abandon du Smic hôtelier qui conditionnait le bénéfice de l'aide, un des effets attendus de l'aide est une accélération de l'emploi grâce à l'allègement du coût du travail. Cette attente est raisonnablement justifiée dans le secteur HCR, où sont fortement représentés les salariés peu qualifiés, catégorie sur laquelle la demande de travail est en théorie la plus élastique à son coût. Un autre effet attendu de l'aide HCR est une accélération des salaires dans le secteur via l'abandon du Smic hôtelier. Les employeurs réalisant des gains financiers grâce à l'abaissement du coût du travail, la mesure peut enfin entraîner une modération des prix à la consommation.

Une rapide analyse macroéconomique de l'emploi HCR sur les années récentes montre que suite à la mise en œuvre de l'aide forfaitaire en 2004, l'emploi des HCR n'a pas connu d'accélération spécifique, compte tenu des déterminants usuels de l'emploi. Cette analyse cache cependant des disparités importantes au niveau microéconomique. En effet, tous les établissements du secteur HCR n'ont pas eu recours à l'aide en 2004, et ce pour diverses raisons : formalités contraignantes, notamment pour les établissements de très petite taille très représentés dans ce secteur ; contrainte d'abandon du Smic hôtelier pour bénéficier de l'aide ; existence de travail non déclaré ; exclusion du champ de l'aide pour les cantines et les restaurations collectives. Ensuite, les établissements bénéficiaires ont une structure particulière en terme de proportion de salariés rémunérés au Smic, de part des temps partiels et des contrats courts, de montants d'allègements de cotisations sociales consentis, etc. A cet égard, les DADS permettent de disposer de données microéconomiques fines pour évaluer les effets de l'introduction de l'aide en juillet 2004 sur l'emploi et les salaires dans le secteur HCR, en tenant compte de la structure des établissements : durée du travail, rémunérations, effectifs.... L'appariement des DADS avec les données de l'Unedic permet en outre de repérer les établissements qui ont bénéficié de l'aide au 1er juillet 2004.

Dans une première partie, nous dressons un portrait général du secteur HCR en 2003, année précédant la mise en œuvre de l'aide, en nous appuyant sur les données de l'Enquête emploi. Ce secteur est en effet très particulier en termes de types de contrat et de rémunération, comparativement aux autres secteurs des services aux particuliers, et à l'ensemble des secteurs principalement marchands (EB-EP) : temps partiel et travail saisonnier fréquents, salaires relativement faibles... Ensuite, à partir des DADS, nous tentons d'identifier le profil des entreprises qui recourent à l'aide HCR : ces dernières ont une ancienneté et une taille supérieure à la moyenne, elles emploient moins de jeunes, recourent moins

¹ Dans les hôtels, cafés, restaurants (HCR), le SMIC « hôtelier » correspond au SMIC de droit commun diminué d'une fraction des avantages en nature nourriture auquel à droit le salarié.

au temps partiel et au travail saisonnier, ont moins d'emplois très faiblement rémunérés (Smic hôtelier) et ont connu une évolution plus favorable des heures travaillées dans le passé. Enfin, l'effet du recours à l'aide en 2004 sur l'évolution du nombre total d'heures salariées déclarées est estimé sur la période 2003-2005. Les établissements ayant recouru à l'aide ont en moyenne connu une évolution des heures salariées déclarées plus favorable que les autres. Une fois tenu compte des différences de caractéristiques entre établissements percevant ou non l'aide, l'impact de l'aide reste positif et significatif pour les plus petits établissements (moins de 10 salariés au cours de l'année), avec un ordre de grandeur comparable à celui des allègements de charge sur les bas salaires ; pour les établissements de taille supérieure, les estimations sont plus fragiles et plus imprécises, et ne permettent pas conclure à un impact statistiquement significatif de l'aide. La hausse des heures déclarées peut correspondre soit à une hausse des heures effectivement travaillées, soit à une meilleure déclaration de ces heures qui ouvrent désormais droit à l'aide HCR, dans un secteur où le travail au noir est fréquent.

Les entreprises qui ont eu recours à l'aide HCR ont par ailleurs connu des gains de productivité horaires (en valeur) plus faibles de 2003 à 2005. Cet effet négatif de l'aide sur l'évolution de la productivité horaire en valeur peut donner lieu à plusieurs interprétations, sans qu'il soit possible de les distinguer : meilleure déclaration des heures travaillées, baisse des prix de vente dans les établissements ayant perçu l'aide ou encore une hausse, à court terme, du contenu en main-d'oeuvre de la valeur ajoutée, dans un secteur traditionnellement en forte tension.

Ces résultats restent à prendre avec précaution, dans la mesure où il est délicat d'isoler l'effet propre de l'aide HCR d'autres facteurs également susceptibles d'influencer l'évolution des heures travaillées et de la productivité. La conjoncture a pu par exemple affecter de manière différente les établissements bénéficiaires des autres établissements, par le biais de variables que les données disponibles ne permettent malheureusement pas d'appréhender.

SOMMAIRE

Introduction.....	4
Le secteur HCR en 2003 : une main-d'œuvre jeune, peu qualifiée, des salaires faibles, un recours important au temps partiel et un taux de rotation élevé.....	8
Les établissements des HCR ayant bénéficié de l'aide sont en moyenne plus grands et offrent des emplois plus stables, dans un secteur caractérisé par son émiettement.....	11
Impact de l'aide HCR sur les heures travaillées et déclarées : quelques enseignements de modèles économétriques.....	20
Conclusion	27
Annexes	29
Annexe I : Modalités de l'aide en 2008.....	30
Annexe II : Description des sources utilisées	31
Annexe III – Description des données utilisées dans les DADS	32
Annexe IV – Modélisation de l'impact de la perception de l'aide en 2004 sur le taux de croissance des heures travaillées entre 2003 et 2004	35
Annexe V – Calcul des fonctions de coûts et de salaires du cas-type.....	38
Annexe VI – Évolution de la productivité en fonction du temps et de la demande de l'aide	40

Introduction

Depuis la loi du 9 août 2004, les employeurs de personnels des hôtels, cafés, restaurants, à l'exclusion des employeurs du secteur de la restauration collective et des cantines², peuvent bénéficier d'une aide forfaitaire à l'emploi, pour les périodes d'emploi effectuées depuis le 1er juillet 2004 (encadré 1). Cette aide est **rétroactive**, c'est-à-dire que les employeurs retardataires disposent d'un an environ pour actualiser leur demande d'aide au titre d'une période salariée donnée.

Les salariés concernés par cette aide sont ceux percevant au minimum un salaire horaire égal au Smic, hors avantages en nature. Un des objectifs de l'aide était en effet **l'abandon du Smic hôtelier**³ : les salariés rémunérés en dessous du Smic horaire ne bénéficient pas de l'aide. L'aide est à cet égard incitative : avec l'aide, le coût d'un salarié payé au Smic de droit commun est moins élevé que celui d'un salarié payé au Smic hôtelier sans l'aide (encadré 2). Cette aide a depuis été reconduite par périodes successives jusqu'au 31 décembre 2007, pour être définitivement prorogée par la loi de finances pour 2008, avec des majorations spécifiques pour certains employeurs depuis 2006 (Annexe I). La dépense au titre de l'aide HCR est aujourd'hui proche d'un rythme de 500 000 euros par an, avec environ 760 000 établissements bénéficiaires fin 2007 (source Unedic).

Encadré 1 : Principe du dispositif de l'aide versée depuis le 1^{er} juillet 2004 aux employeurs HCR

Le montant de l'aide est de 114,40 euros par mois pour les salariés à temps complet dont le salaire horaire est compris entre 1 Smic et 1,03 Smic. Pour les salariés à temps complet dont le salaire horaire est supérieur au Smic+3 %, le montant de l'aide est déterminé à partir d'un montant de référence de 143,00 euros par mois multiplié par un coefficient qui dépend du code NAF de l'entreprise et de sa date de création. Ce coefficient varie de 20 % pour les hôtels sans restaurant existants au 1^{er} janvier 2003 par exemple à 80 % pour la restauration traditionnelle (voir tableau ci-dessous). Pour les salariés à temps partiel, le montant de l'aide est calculé sur la base du temps plein au prorata du taux de temps partiel.

NAF	Secteur	Coefficient applicable aux entreprises existantes au 1 ^{er} janvier 2003 (*CA : chiffre d'affaires)	Coefficient applicable aux entreprises créées après le 1 ^{er} janvier 2003, en franchise de TVA, de Guyane et de Saint-Pierre-et-Miquelon (en %)
55.1A	Hôtels touristiques avec restaurant	(CA* 2003 soumis à TVA de 19,6% /CA* total 2003) x 80%	40
55.1C	Hôtels de tourisme sans restaurant	20%	20
55.1E	Autres hôtels	(CA* 2003 soumis à TVA de 19,6% /CA* total 2003) x 80%	20
55.2A	Auberges de jeunesse, refuges	(CA* 2003 soumis à TVA de 19,6% /CA* total 2003) x 80%	40
55.2C	Exploitation de terrains de camping	(CA* 2003 soumis à TVA de 19,6% /CA* total 2003) x 80%	20
55.2E	Autres hébergements touristiques	(CA* 2003 soumis à TVA de 19,6% /CA* total 2003) x 80%	30
55.3A	Restauration de type traditionnel	80%	80
55.3B	Restauration de type rapide	47,50%	47,50
55.4A	Cafés tabac	40%	40
55.4B	Débites de boissons	50%	50
55.4C	Discothèques	50%	50
55.5D	Traiteurs, organisations de réception	(CA* 2003 soumis à TVA de 19,6% /CA* total 2003) x 80%	40
	Bowling	20%	20
	Casinos	20%	20

² Dans la NAF 700, les établissements concernés par l'aide doivent avoir pour activité principale :

55.1A Hôtels touristiques avec restaurant, 55.1C Hôtels touristiques sans restaurant, 55.1E Autres hôtels, 55.2A Auberges de jeunesse et refuges, 55.2C Exploitation de terrains de camping, 55.2E Autre hébergement touristique, 55.3A Restauration de type traditionnel, 55.3B Restauration de type rapide, 55.4A Cafés tabacs, 55.4B Débits de boissons, 55.4C Discothèques, 55.5D Traiteurs, organisation de réceptions

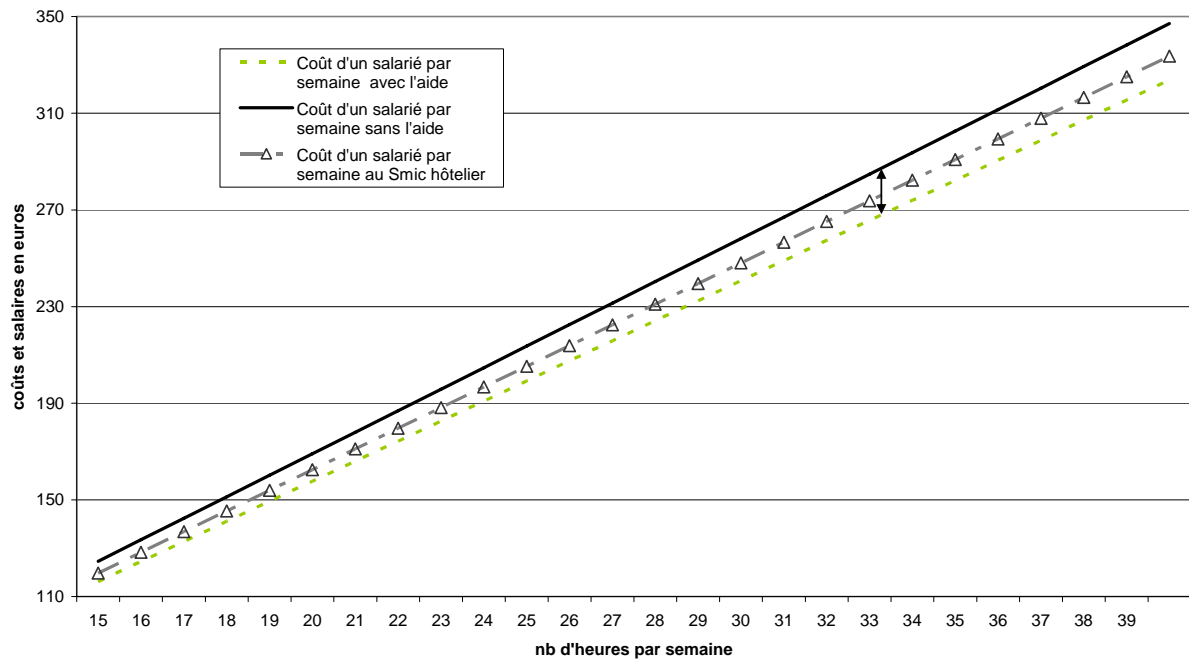
En sont donc exclus : 55.2F Hébergement collectif non touristique, 55.5A Cantines et restaurants d'entreprises, 55.5C Restauration collective sous contrat

³ Dans les hôtels, cafés, restaurants (HCR), le SMIC « hôtelier » correspond au SMIC de droit commun diminué d'une fraction des avantages en nature nourriture auquel à droit le salarié.

Encadré 2 : L'abandon du Smic hôtelier : l'aide HCR est-elle incitative ?

Une étude à partir d'un cas type permet de se faire une idée précise de l'incitation à abandonner le Smic hôtelier pour un employeur, au profit d'une rémunération au Smic de droit commun ouvrant la possibilité de percevoir l'aide (Graphique 1). Cette étude se limite au cas d'un salarié payé au Smic horaire pour une entreprise dont la durée légale est 39 heures par semaine⁴. Les hypothèses faites sur les charges sociales patronales et salariales, ainsi que sur les allègements sont explicitées dans l'Annexe V.

Graphique 1 : Coûts au Smic horaire



Avant l'introduction de l'aide, le coût d'un salarié payé au Smic de droit commun était supérieur de 4 % à celui d'un salarié payé au Smic hôtelier. Avec l'aide, quel que soit le volume horaire du salarié, le coût d'un salarié payé au Smic de droit commun est moins élevé que celui d'un salarié payé au Smic hôtelier sans l'aide. Les entreprises sont donc bien incitées à abandonner le Smic hôtelier pour demander l'aide. Par ailleurs, l'écart entre le coût d'un salarié au SMIC avec l'aide et le salaire net perçu est quasiment annulé. L'aide a donc tendance à faire disparaître le gain financier immédiat à la fraude à la déclaration des heures travaillées, incitant ainsi à aller sur un marché déclaré : la question du blanchiment d'heures de travail non déclarées est, dans ce contexte, prégnante. Plus généralement, la réduction du coût du travail peut avoir eu un impact sur les créations d'emplois dans ce secteur ; c'est l'objet de la présente étude.

⁴ Ce cas-type s'applique donc à la période précédant l'alignement du secteur HCR sur la durée légale de 35 heures, soit avant 2007 (cf. page suivante).

Outre l'abandon du Smic hôtelier qui conditionnait le bénéfice de l'aide, un des effets attendus de l'aide est une accélération de l'emploi grâce à l'allègement du coût du travail. Cette attente est raisonnablement justifiée dans le secteur HCR, où sont fortement représentés les salariés peu qualifiés, catégorie sur laquelle la demande de travail est en théorie la plus élastique à son coût. Un autre effet attendu de l'aide HCR est une accélération des salaires dans le secteur via l'abandon du Smic hôtelier. Les employeurs réalisant des gains financiers grâce à l'abaissement du coût du travail, la mesure peut enfin entraîner une modération des prix à la consommation.

Une rapide analyse macroéconomique de l'emploi HCR sur les années récentes montre que suite à la mise en œuvre de l'aide forfaitaire en 2004, l'emploi des HCR n'a pas connu d'accélération spécifique, compte tenu des déterminants usuels de l'emploi. En effet, l'évolution de l'emploi dans le secteur HCR n'a pas connu de hausse plus marquée que celui de l'ensemble des services aux particuliers (Graphique 2). Ce constat est sensiblement le même en raisonnant en emplois équivalents-temps-plein (ETP), qui tiennent compte d'une éventuelle augmentation des heures travaillées en moyenne par chaque salarié (Graphique 3), avec la limite que le peu de recul sur les données d'emploi en ETP à un niveau fin rend délicat une analyse plus poussée.

Cette analyse cache cependant des disparités importantes au niveau microéconomique. En effet, tous les établissements du secteur HCR n'ont pas eu recours à l'aide en 2004, et ce pour diverses raisons : formalités contraignantes, notamment pour les établissements de très petite taille très représentés dans ce secteur ; contrainte d'abandon du Smic hôtelier pour bénéficier de l'aide ; existence de travail non déclaré ; exclusion du champ de l'aide pour les cantines et les restaurations collectives. Ensuite, les établissements bénéficiaires ont une structure particulière en terme de proportion de salariés rémunérés au Smic, de part des temps partiels et des contrats courts, de montants d'allègements de cotisations sociales consentis, etc. A cet égard, les DADS permettent de disposer de données microéconomiques fines pour évaluer les effets de l'introduction de l'aide en juillet 2004 sur l'emploi et les salaires dans le secteur HCR, en tenant compte de la structure des établissements : durée du travail, rémunérations, effectifs, etc. L'appariement des DADS avec les données de l'Unedic permet en outre de repérer les établissements qui ont bénéficié de l'aide au 1er juillet 2004.

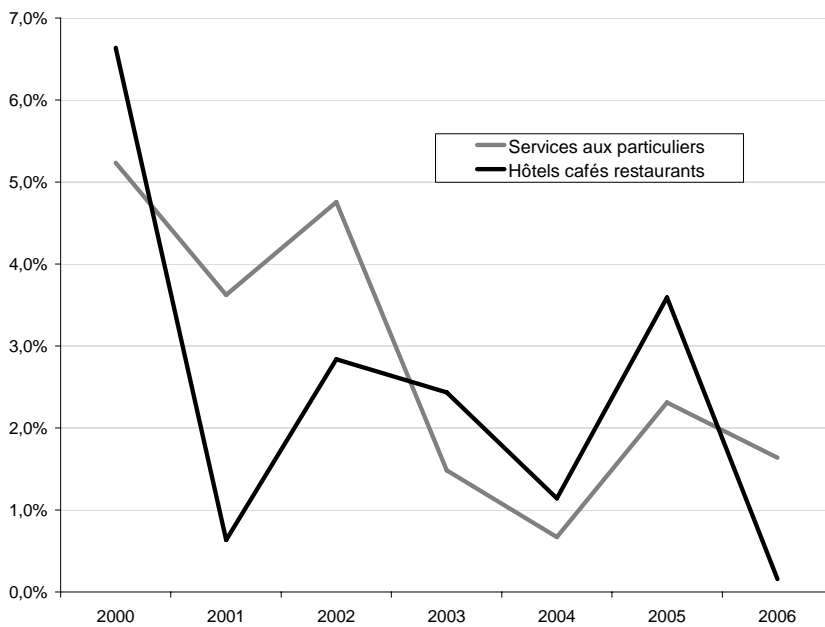
La première partie de cette étude dresse un portrait général du secteur HCR en 2003, année précédant la mise en œuvre de l'aide, grâce aux données de l'Enquête emploi. La deuxième partie tente d'identifier le profil des établissements qui recourent à l'aide HCR, en s'appuyant sur les DADS. La suivante traite de l'effet du recours à l'aide en 2004 pour les établissements bénéficiaires sur l'évolution des effectifs ainsi que sur la meilleure déclaration des heures travaillées sur la période 2003-2005.

Graphique 2 : Evolution trimestrielle de l'emploi (glissements annuels en %)



Source : Insee

Graphique 3 : Evolution de l'emploi en ETP (glissements annuels en %)



Source : Insee, Comptes nationaux

I Le secteur HCR en 2003 : une main-d'œuvre jeune, peu qualifiée, des salaires faibles, un recours important au temps partiel et un taux de rotation élevé

L'enquête Emploi 2003 de l'Insee permet de dresser un état de lieu du secteur HCR avant l'introduction de l'aide⁵. Les données individuelles ainsi collectées sont utilisées pour comparer les caractéristiques de la main-d'œuvre du secteur HCR à celles des services aux particuliers (EP) et plus généralement des secteurs principalement marchands (EB-EP). Les sources sont décrites plus précisément en Annexe II. Le champ du secteur HCR est restreint aux sous-secteurs éligibles à l'aide. Les principales caractéristiques sont résumées dans le tableau 1.

Tableau 1 : Caractéristiques du secteur HCR en 2003

	HCR	Services aux particuliers	Secteurs principalement marchands
Part des femmes	50%	61%	40%
Age			
moins de 30 ans	39%	28%	23%
de 30 à 39 ans	28%	27%	30%
de 40 à 49 ans	20%	25%	27%
de 50 à 59 ans	12%	18%	18%
60 ans ou plus	1%	3%	1%
Diplôme			
Aucun diplôme ou CEP	28%	33%	23%
BEPC seul	8%	7%	7%
CAP, BEP ou autre diplôme de ce niveau	37%	30%	30%
Baccalauréat ou brevet professionnel ou autre diplôme de ce niveau	16%	15%	17%
Baccalauréat + 2 ans	7%	7%	12%
Diplôme supérieur	4%	8%	12%
CS			
Ouvriers	23%	16%	34%
Employés	59%	60%	28%
Professions intermédiaires	14%	14%	23%
Cadres et professions intellectuelles supérieures	4%	10%	15%
Part des temps partiel	27%	39%	15%
Moyenne des salaires à temps complet (en €)	1 308	1 415	1 664

Source : Insee, Enquête Emploi 2003

1) Des salariés plutôt jeunes et sans qualification

Le secteur HCR est mixte (50 % de femmes), alors que le secteur des services aux particuliers est à dominante féminine (61 % de femmes). Le secteur HCR se distingue de l'ensemble des secteurs marchands non agricoles par sa forte proportion de salariés de moins de 30 ans (39 % contre 23 % dans EB-EP).

La proportion de salariés faiblement diplômés est plus forte dans les secteurs HCR et EP que dans l'ensemble des secteurs EB-EP : un peu plus de 70 % y ont atteint au plus le CAP-BEP, contre 60 % des salariés de l'ensemble des secteurs marchands non agricoles. A l'inverse, la proportion de diplômés du supérieur (diplôme au moins égal à Bac+2) est nettement inférieure dans le secteur HCR (11 %) et dans le secteur des services aux particuliers (15 %) que dans l'ensemble des secteurs principalement marchands (23 %).

Près de deux salariés sur trois sont des employés dans le secteur HCR contre moins d'un tiers dans l'ensemble des secteurs marchands non agricoles. Le taux de cadres est faible : 4 % pour le secteur HCR (10 % pour EP), contre 15 % dans les secteurs marchands non agricoles.

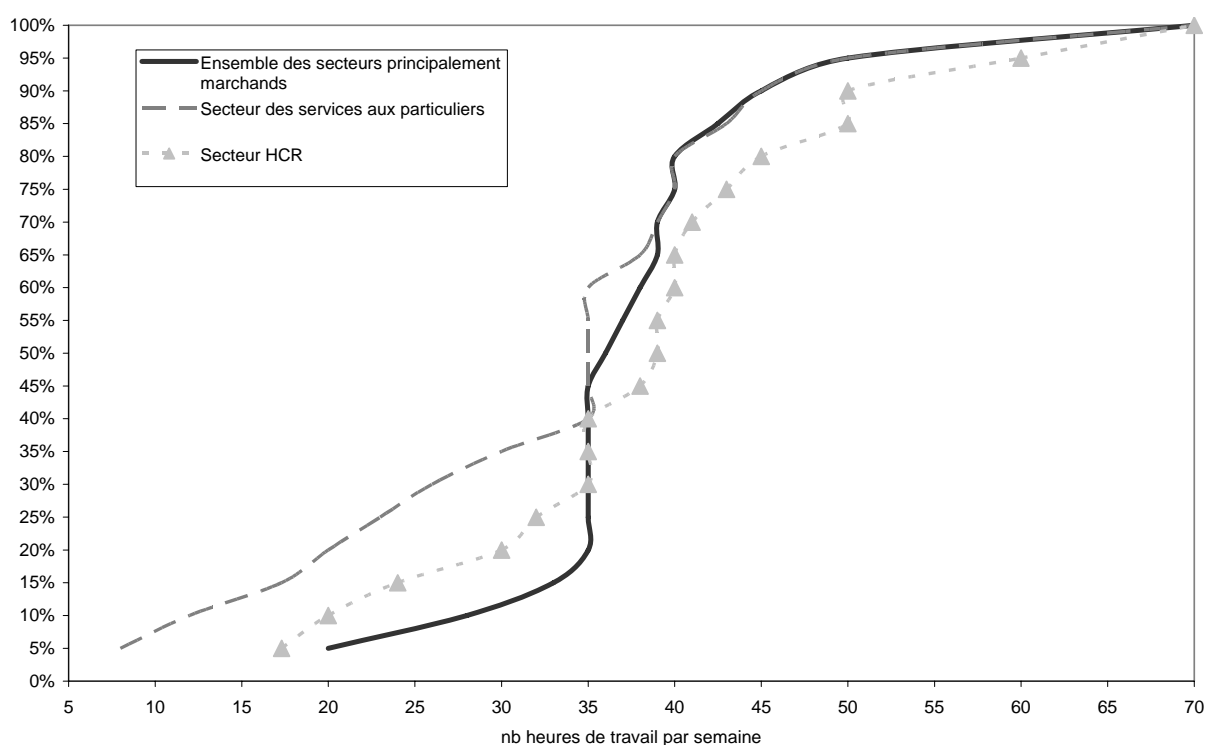
⁵ Les résultats sont présentés ici sur le champ des salariés hors apprentissage.

2) Temps partiel et travail saisonnier fréquents

Le secteur HCR connaît un fort recours au temps partiel (27 %, contre 15 % dans le secteur EB-EP). Cette proportion reste toutefois plus faible que celle observée dans les services aux particuliers (39 %).

10 % des salariés du secteur HCR font moins de 20 heures de travail hebdomadaires contre 5 % pour les salariés de l'ensemble des secteurs principalement marchands (Graphique 4). En revanche, 10 % travaillent plus de 50 heures par semaine contre 5 % dans les secteurs marchands non agricoles. Les durées extrêmes se rencontrent donc fréquemment dans le secteur des HCR. Cela tient notamment au fait que dans le secteur HCR, la plupart des conventions collectives portent la durée légale du travail à 39 heures ou plus, du moins jusqu'en 2007⁶. C'est une particularité du secteur HCR, qui applique une durée dite d'« équivalence » (ou « durée de présence »), plus élevée que la durée légale de 35 heures en vigueur dans la plupart des autres secteurs. En 2003, les durées équivalentes applicables sont ainsi, pour la grande majorité des entreprises du secteur HCR, de 41 heures pour les établissements d'au plus 20 salariés, et de 39 heures pour ceux de plus de 20 salariés⁷.

Graphique 4 : Distribution cumulée des salariés en fonction du temps de travail hebdomadaire



Source : Insee, Enquête Emploi 2003

Lecture : Dans le secteur des services aux particuliers, un salarié sur cinq fait au plus 20 heures de travail au cours d'une semaine, contre un salarié sur dix dans le secteur HCR. De même, deux salariés sur trois font au plus 35 heures dans le secteur des services aux particuliers, contre environ un sur trois dans le secteur HCR.

La répartition par type de contrat donne une indication sur la nature de l'emploi des salariés de chaque secteur (Tableau 2).

⁶ Suite à l'abandon des durées d'équivalence en 2007, la durée légale dans le secteur HCR est désormais alignée à 35 heures.

⁷ cf. Circulaire DRT N° 08 DU 17 avril 2003 relative à la durée du travail applicable dans le secteur des hôtels, cafés, restaurants pour les années 2003 et 2004.

Tableau 2 : Type de contrats de travail

	HCR	Ensemble des services aux particuliers	Ensemble des secteurs principalement marchands
Contrat à durée indéterminée	84,3%	82,1%	92,3%
Contrat à durée déterminée autre que saisonnier	10,5%	14,5%	6,9%
Contrat saisonnier	5,2%	3,4%	0,8%
<i>Ensemble</i>	<i>100,0%</i>	<i>100,0%</i>	<i>100,0%</i>

Source : Insee, Enquête Emploi 2003

Champ : salariés hors intérim (l'enquête Emploi ne permettant pas de ventiler les intérimaires par secteur utilisateur).

Les formes de contrats courts sont développées dans le secteur HCR : plus de 5 % de salariés sont en CDD saisonnier, contre 3 % dans le secteur des services aux particuliers et moins de 1 % pour l'ensemble des secteurs principalement marchands. Les contrats à durée déterminée autres que saisonniers sont également fréquents, puisqu'ils concernent plus de 10 % du des salariés dans les HCR (contre moins de 7 % dans l'ensemble des services marchands). A l'inverse, les CDI représentent une forme d'emploi moins courante en stock, alors même que la part des embauches en CDI est significativement plus élevée dans le secteur HCR : 38%, contre 28% dans l'ensemble des secteurs principalement marchands, traduisant la complexité de maintenir durablement les employés en CDI dans ce secteur. En effet, le secteur HCR est traditionnellement en très forte tension et il rencontre de fortes difficultés de recrutement en liaison avec des conditions de travail souvent jugées pénibles⁸. Le taux de rotation particulièrement élevé dans ce secteur (sur 100 salariés, ce taux s'élève à 103 pour le secteur HCR, contre seulement 39 pour l'ensemble des secteurs principalement marchands, Tableau 3) illustre ces difficultés.

Tableau 3 : Mouvements de main-d'œuvre par secteur d'activités en 2003

Secteur d'activité	Taux de rotation*	Part des CDI dans les embauches
Hôtels et restaurants	102,7	38,2%
Services aux particuliers	101,6	31,3%
Ensemble des secteurs principalement marchands	39,1	27,9%

Source : DARES, DMMO/EMMO

Lecture : dans le secteur HCR, pour 100 salariés présents en début d'année, on compte en moyenne 102,7 embauches ou départs de postes sur l'année.

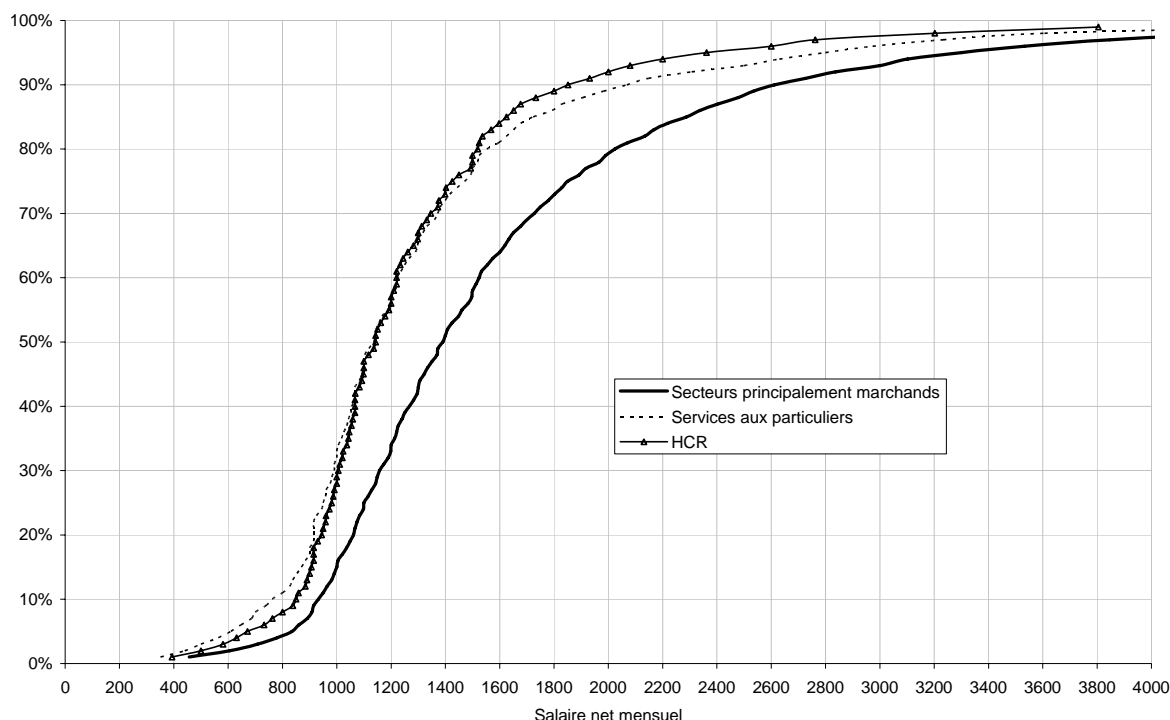
3) Des salaires relativement faibles

Reflète de leur plus faible qualification, les salariés à temps complet du secteur HCR sont en moyenne moins bien rémunérés que les autres salariés : 1 244 euros nets par mois, contre 1 621 euros dans l'ensemble des secteurs principalement marchands. La proportion des travailleurs touchant moins de 1 000 euros nets par mois en 2003, d'environ 30 % pour le secteur HCR comme pour l'ensemble des services aux particuliers, reste près de deux fois supérieure à celle de l'ensemble des secteurs principalement marchands.

⁸ Ainsi, selon le « Portrait statistique - 1982 - 2002 : Employés et agents de maîtrise de l'hôtellerie » (Dares, 2005), « Ces métiers ont un très fort turn-over. Les embauches annuelles s'élèvent à 35% du stock d'emploi (et plus encore parmi les jeunes) ce qui explique les faibles anciennetés (4,4 années en moyenne). Les sorties d'emploi sont aussi nombreuses que les embauches et se font **dans un tiers des cas par démission**. C'est un des métiers où il y a le plus fort taux de demande d'emploi (18%) mais aussi beaucoup de difficultés de recrutement en liaison avec des conditions de travail souvent jugées pénibles. »

Graphique 5 : Distribution cumulée des salaires nets par secteur d'activité

répartition en %



Source : Insee, Enquête emploi 2003

Champ : salariés déclarant être à temps complet dans la semaine de référence.

Lecture : dans le secteur HCR, 30% perçoivent moins de 1000€ par mois, comme dans le secteur EP. Cette proportion est de seulement 15% dans le secteur EB-EP.

Remarque : la forte proportion de salariés qui touchent moins que le SMIC net mensuel (~900 euros par mois en 2003) dans les services aux particuliers alors qu'ils déclarent être à temps complet peut s'expliquer, outre par le biais déclaratif et par l'existence d'un Smic hôtelier dans les HCR, par la forte proportion de contrats courts dans le secteur (~20%), où les salaires mensuels peuvent être inférieurs au SMIC si la personne n'a pas travaillé durant tout le mois. Ensuite on constate qu'un certain nombre d'enquêtés ont été redressés à temps complet dans l'enquête Emploi, alors qu'ils déclarent travailler moins de 35 heures par semaine (~5%). Le temps de travail déclaré peut enfin inclure des heures d'équivalence, courantes dans les services aux particuliers, et qui ne sont pas rémunérées.

II Les établissements des HCR ayant bénéficié de l'aide sont en moyenne plus grands et offrent des emplois plus stables, dans un secteur caractérisé par son émiettement

Dans cette partie comme dans la suivante qui étudie l'impact de l'aide sur les heures travaillées, **l'unité d'observation est l'établissement**. Dans la dernière partie (IIIB), l'unité d'observation, plus agrégée, est **l'entreprise** (du fait de l'utilisation d'une source uniquement disponible à ce niveau d'agrégation). Néanmoins **dans le secteur HCR, raisonner en terme d'établissement ou d'entreprise est pratiquement équivalent**, la quasi-totalité du secteur (près de 98 % des entreprises selon les DADS) étant composée d'entreprises mono-établissements.

Les établissements du secteur HCR, hors restauration collective et cantines, et comptabilisant au moins un salarié rémunéré au Smic horaire ou au-delà un mois donné, sont éligibles à l'aide HCR au titre de ce mois. L'ensemble des établissements éligibles n'ont cependant pas forcément bénéficié de l'aide, pour diverses raisons, au moment de son introduction en 2004.

Le comportement des établissements HCR selon qu'ils ont bénéficié ou non de l'aide est appréhendé à partir des données issues du fichier salariés exhaustif des DADS pour les années 2003, 2004 et 2005 (cf. Annexe II). En effet, pour apprécier par exemple les proportions de bas salaires ou de temps partiel par établissement, il est nécessaire de disposer des DADS individuelles dans lesquelles figurent ces informations. **Les données sont ensuite agrégées par établissement**, pour construire in fine les variables souhaitées.

L'identification des établissements qui ont bénéficié de l'aide se fait grâce au fichier Unedic qui recense chaque mois les montants d'aide versés pour chaque établissement. Dans notre étude, l'observation des variations d'emplois avant et après la mise en place de l'aide se fait ici entre les années 2003 et 2005. Ce choix est justifié par l'arbitrage suivant : d'une part, les points de départ et d'arrivée de l'observation doivent être suffisamment éloignés pour que l'effet éventuel de l'aide puisse commencer à se faire sentir. D'autre part, ces points d'observation ne doivent pas non plus être trop éloignés, de manière à avoir un maximum d'établissements présents aux deux dates (le secteur HCR étant caractérisé par de fréquentes créations / destructions d'entreprises⁹). Les caractéristiques principales des entreprises qui interviendront dans l'analyse seront celles observées **avant** l'introduction de l'aide, c'est-à-dire celles prévalant en 2003 (i.e. dans le fichier DADS 2003). L'idée est de détecter d'éventuels effets des caractéristiques initiales sur le comportement ultérieur.

Enfin, différentes variables d'intérêt (effectifs rémunérés sur l'ensemble d'une année par exemple) sont observées en évolution entre 2003 et 2005, selon que les établissements ont ou non bénéficié de l'aide entre le 1^{er} juillet et le 31 décembre 2004.

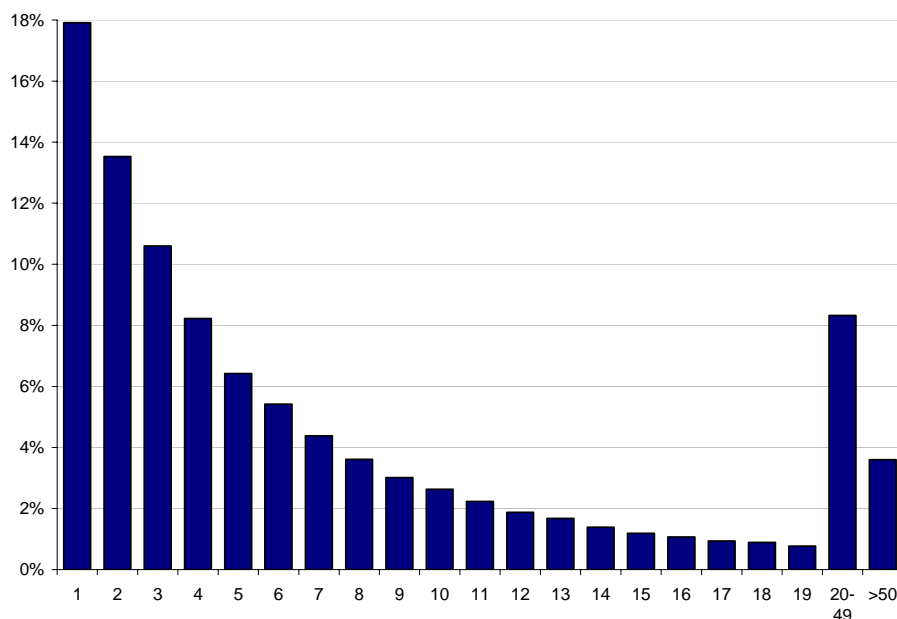
La description détaillée des données utilisées se trouve en Annexe III.

1) Les éligibles à l'aide HCR : un secteur où prédominent les très petites entreprises

Notre échantillon comporte environ 145 000 établissements HCR (hors cantines), comportant au moins un salarié en 2003. **La taille des établissements est ici mesurée par le nombre de postes cumulés par l'établissement au cours de l'année 2003, c'est-à-dire par le nombre total de salariés ayant travaillé au moins une journée dans l'année au sein de l'établissement** (voir Annexe III pour une présentation détaillée des variables issues des DADS). Dans cet échantillon, plus de la moitié des établissements ont comptabilisé moins de 5 postes salariés en 2003 ; pratiquement un sur cinq n'a d'ailleurs compté qu'un seul poste (Graphique 4). L'hôtellerie-restauration est un secteur où prédominent les très petites établissements (TPE).

⁹ D'après les fichiers établissements 2002-2003 issus des DADS, les taux de créations et de destructions d'établissements entre 2002 et 2003 étaient de 18 % et 16 % respectivement.

Graphique 6 : Distribution des établissements HCR en fonction du nombre de salariés ayant travaillé en 2003



Source: DADS 2003

Champ: établissements dont les secteurs d'activités sont éligibles à l'aide HCR.

Dans ces conditions, l'étude des caractéristiques de nombreux établissements se fera à partir d'un très petit nombre de salariés. Parmi les TPE de moins de 5 salariés, certains secteurs sont sur-représentés, comme la restauration traditionnelle, les débits de boissons (bars) et les cafés-tabacs (Tableau 4). Les établissements plus importants comprennent en revanche davantage d'hôtels et autres types d'hébergement.

Tableau 4 : Répartition des sous-secteurs d'activité selon la tranche de taille en 2003

	Cumul des postes de l'établissement en 2003	
	De 1 à 4	Plus de 5
Restauration rapide	45,9%	47,9%
Restaurant traditionnel	14,8%	11,7%
Débit de boissons	13,4%	5,0%
Hôtel touristique sans restaurant	9,9%	17,0%
Café tabac	6,3%	1,9%
Hôtel touristique avec restaurant	2,7%	5,1%
Autre hébergement touristique	2,5%	4,4%
Camping	2,4%	2,6%
Traiteur	1,0%	1,9%
Autre Hôtel	0,5%	0,2%
Discothèque	0,5%	1,9%
Auberge de jeunesse et refuge	0,1%	0,2%
Total	100,0%	100,0%
<i>Nombre d'observations</i>	<i>73 280</i>	<i>72 546</i>

Source: DADS 2003

Champ: établissements dont les secteurs d'activités sont éligibles à l'aide HCR.

Les établissements de petite taille diffèrent également par un certain nombre d'autres caractéristiques (Tableau 5). Ainsi la part des heures faiblement rémunérées (i.e. sous le 1^{er} quartile des salariés HCR = 7,9 €/h dans les DADS) est plus importante pour les TPE de moins de 5 salariés. Par suite, la part des

allègements sur la masse salariale est en moyenne significativement plus importante pour les TPE. Ces TPE sont également davantage féminisées, moins « jeunes » et emploient plus de salariés à temps partiel.

Tableau 5 : Caractéristiques des salariés par taille d'établissement

Caractéristiques	Cumul des postes de l'établissement en 2003	
	1 à 4 salariés	5 salariés ou plus
Part heures rémunérées sous le 1er quartile (7,9€/h)	43%	28%
Taux moyen d'allègements de charge	11%	9%
Part des postes à temps partiel	58%	45%
Part des salariés de moins de 30 ans	35%	52%
Part de femmes	56%	49%

Source: DADS 2003

Champ : établissements dont les secteurs d'activités sont éligibles à l'aide HCR.

Enfin, l'amplitude des variations passées du nombre de postes diffère également selon la taille d'établissement : on considère ici les variations enregistrées entre 2002 et 2003, en distinguant les établissements ayant cumulé le même nombre de postes à 10% près, et ceux dont le nombre de postes a baissé ou augmenté d'au moins 10%. Tout d'abord, **près d'un quart des TPE comptabilisés en 2003 n'existaient pas en 2002, contre seulement un sur huit pour les établissements plus grands.** Ceci traduit le fait que les flux de créations/destructions d'établissements sont d'autant plus nombreux que les tailles considérées sont faibles. Les reprises d'établissements (rachats, changements de propriétaires etc.) sont également plus fréquentes au sein des unités de petite taille. Mais il est aussi possible qu'une entreprise existant en 2003 soit non observée en 2002 dans les DADS du fait d'une éventuelle non déclaration de ses salariés cette année-là (outre une erreur d'enregistrement), suivie d'une déclaration l'année suivante. Ou bien les salariés en 2003 n'avaient pas le même statut en 2002 (par exemple, ils pouvaient être des « conjoints collaborateurs » en 2002 et n'être donc pas enregistrés dans les DADS).

Parmi l'ensemble des établissements du secteur HCR présents aux deux dates, ceux ayant cumulé au moins 5 postes en 2003 ont près d'une fois sur deux vu leurs effectifs augmenter, contre à peine une fois sur cinq pour les TPE (Tableau 6).

Tableau 6 : Variation des effectifs entre 2002 et 2003 par taille d'établissement

Taille	Baisse	Idem*	Hausse	Total
1 à 4 postes	32,9%	48,2%	18,9%	100,0%
5 postes ou plus	32,8%	24,5%	42,7%	100,0%

* Idem = même nombre de postes entre 2002 et 2003, à 10% près.

Source: DADS 2002 et 2003

Champ : établissements présents en 2002 et en 2003 dont les secteurs d'activités sont éligibles à l'aide HCR.

Lecture : parmi les établissements ayant cumulé plus de 5 postes en 2003, 48,2% avaient vu ce nombre de postes augmenter de plus de 10% entre 2002 et 2003.

Les plus gros établissements croissent donc plus souvent que les autres mais en terme de nombre d'heures cumulées, le constat est différent : entre 2002 et 2003, un tiers seulement des plus gros établissements ont connu un accroissement de leur nombre total d'heures salariées, soit une proportion équivalente à celle des TPE (Tableau 7, et Tableau 8 qui croise les deux variables). Ainsi, des fortes hausses d'effectifs peuvent être observées parmi les plus gros établissements sans être pour autant accompagnées d'une hausse du nombre total d'heures travaillées. Cette déconnexion peut être principalement attribuée au turnover plus important dans les établissements de plus grande taille. A l'inverse, les petits établissements sont plus nombreux à avoir connu une augmentation de leurs heures

salariées que de leurs postes : pour ces établissements, c'est plutôt le temps de travail qui servirait de variable d'ajustement, et moins les effectifs.

Tableau 7 : Variation du nombre d'heures salariées entre 2002 et 2003 par taille d'établissement

Taille	Baisse	Idem*	Hausse	Total
1 à 4 postes	33,6%	33,9%	32,4%	100,0%
5 postes ou plus	22,6%	45,2%	32,3%	100,0%

* Idem = même nombre d'heures salariées entre 2002 et 2003, à 10% près.

Source: DADS 2002 et 2003

Champ : établissements présents en 2002 et en 2003 dont les secteurs d'activités sont éligibles à l'aide HCR.

Lecture : parmi les établissements ayant cumulé plus de 5 postes en 2003, 32,3% avaient vu leur nombre total d'heures travaillées augmenter de plus de 10% entre 2002 et 2003.

Tableau 8 : Variations des effectifs et des heures salariées entre 2002 et 2003 en fonction du nombre d'heures salariées par taille d'établissement

Variation des effectifs	Variation des heures salariées			
	Baisse	Idem*	Hausse	Total
Entreprises cumulant de 1 à 4 postes en 2003				
Baisse	50,8%	25,1%	24,2%	100,0%
Idem*	26,9%	44,2%	28,8%	100,0%
Hausse	20,8%	23,3%	55,9%	100,0%
Entreprises cumulant plus de 5 postes en 2003				
Baisse	33,5%	46,4%	20,1%	100,0%
Idem*	19,2%	55,3%	25,4%	100,0%
Hausse	16,0%	38,4%	45,6%	100,0%

* Idem = même nombre d'heures salariées entre 2002 et 2003, à 10% près.

Source: DADS 2002 et 2003

Champ : établissements présents en 2002 et en 2003 dont les secteurs d'activités sont éligibles à l'aide HCR.

Lecture : parmi les établissements ayant cumulé plus de 5 postes en 2003 et ayant connu une hausse de leurs effectifs entre 2002 et 2003, 45,6 % avaient également vu leur nombre total d'heures travaillées augmenter de plus de 10% sur la même période.

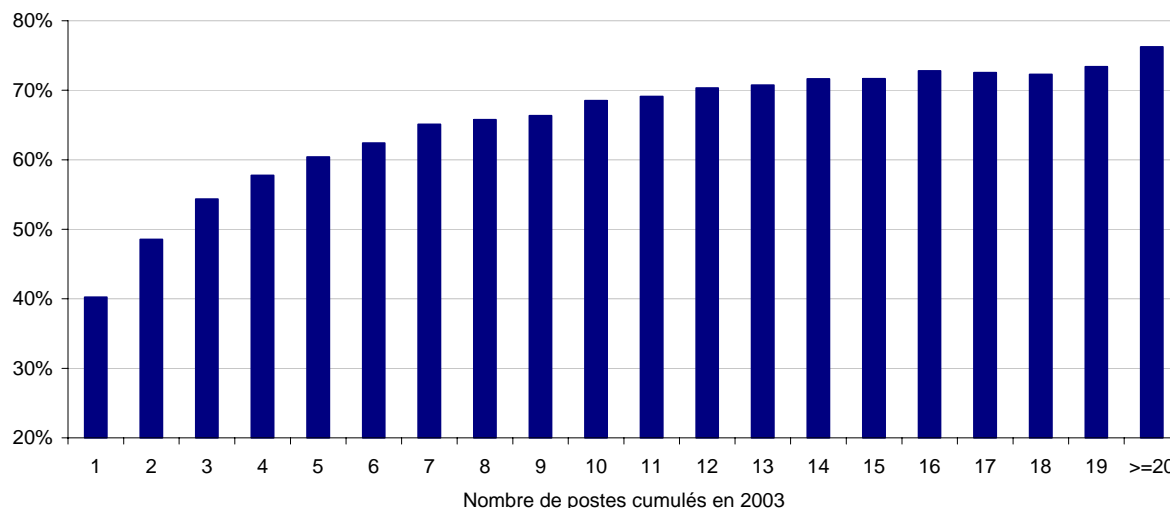
2) Les bénéficiaires de l'aide HCR : des entreprises de taille plus importante, offrant des postes plus stables

A partir de juillet 2004, l'ensemble des employeurs de personnels dans les HCR pouvait en principe bénéficier de l'aide forfaitaire pour chacun de leurs salariés, sous la condition d'abandonner le Smic hôtelier spécifique au secteur au profit du Smic de droit commun. Comme le montrent les DADS de 2003-2004 appariées avec le fichier Unedic des bénéficiaires de l'aide, **environ 30 % des établissements n'y ont pas recouru immédiatement en 2004**. Ceci peut s'expliquer par la présence de salariés au Smic hôtelier, de travail dissimulé, ou encore par un retard dans les démarches à accomplir dû par exemple à la méconnaissance du dispositif, à la lourdeur des contraintes administratives (les établissements pouvant néanmoins s'actualiser rétroactivement dans un délai de plus d'un an après une période salariée donnée). Ces raisons qui expliqueraient un non-recours ne peuvent être directement observées, mais on peut se demander si certaines des caractéristiques décrites dans la partie précédente ont pu ou non influencer le recours à l'aide des établissements éligibles. Pour cela sont donc comparés les établissements qui y ont recouru au titre de 2004 avec ceux qui n'y ont pas recouru, parmi les établissements présents en 2003 et en 2004 (l'échantillon obtenu est donc cette fois d'environ 120 000 établissements).

Le recours à l'aide d'un établissement dépend tout d'abord crucialement de sa taille : **la part de ceux qui demandent à bénéficier de l'aide croît continûment avec le nombre de postes cumulés sur**

l'année (Graphique 7). De manière agrégée, les établissements ayant cumulé au plus 4 postes en 2003 ont demandé l'aide HCR en 2004 dans seulement un cas sur deux, alors que les autres établissements l'ont fait dans près de trois cas sur quatre.

Graphique 7 : Taux de recours à l'aide HCR en fonction du nombre de postes cumulés par les établissements en 2003



Source : Dads 2003

Champ : établissements présents en 2003 et 2004 dont les secteurs d'activités sont éligibles à l'aide HCR.

La décomposition par sous-secteurs d'activités éligibles à l'aide montre que les hôtels touristiques, les restaurants traditionnels et les cafés-tabacs ont plus fréquemment que la moyenne demandé à bénéficier de l'aide HCR en 2004 (Tableau 9).

Tableau 9 : Taux de recours à l'aide en fonction du secteur d'activité

Libellé NAF 700	taux de recours à l'aide au titre de 2004
Hôtel touristique avec restaurant	69%
Hôtel touristique sans restaurant	68%
Restaurant traditionnel	63%
Café tabac	62%
Débit de boissons	53%
Restauration rapide	53%
Discothèque	51%
Camping	47%
Traiteur	46%
Autre Hôtel	35%
Autre hébergement touristique	28%
Auberge de jeunesse et refuge	17%
Ensemble	60%

Source : Dads 2003

Champ : établissements présents en 2003 et 2004 dont les secteurs d'activités sont éligibles à l'aide HCR.

Effet net de la taille : pondération par le nombre de postes de l'établissement en 2003

D'autres variables conditionnent également le recours à l'aide. Comme on l'a vu, la taille d'établissement est très discriminante : la plupart des statistiques réalisées sur le bénéfice de l'aide sont en fait biaisées par un fort effet taille. Pour éviter que cet effet taille ne capte toute l'information, les statistiques suivantes sont obtenues en **pondérant par taille d'établissement**. Ceci revient à

revenir à une population d'individus plutôt que d'établissements. Lorsqu'on n'utilise aucune pondération, les répartitions obtenues sont sensiblement différentes même si au final, les principales conclusions à tirer ne changent pas.

Tout d'abord, 72 % des salariés du secteur appartiennent à un établissement bénéficiaire de l'aide (Tableau 10). Les salariés des établissements nouvellement créés (i.e. absents en 2002) ne sont que 65 % à appartenir à un établissement bénéficiaire. De même, les établissements dont le nombre d'heures travaillées a connu une baisse stricte entre 2002 et 2003 ont moins souvent demandé l'aide pour 2004.

Tableau 10 : Variation des heures travaillées entre 2002 et 2003 en fonction du bénéfice de l'aide

Variation du nombre d'heures travaillées entre 2002 et 2003	Bénéficiaire	Non bénéficiaire	Total
Etablissement non existant en 2002	65%	35%	100%
Baisse	64%	36%	100%
Stagnation ou Hausse	75%	25%	100%
Ensemble	72%	28%	100%

Source : Dads 2002 et 2003

Champ : établissements présents en 2003 et 2004 dont les secteurs d'activités sont éligibles à l'aide HCR. Statistiques pondérées par la taille d'établissement

Ensuite, la **part de temps partiel** est un peu moins élevée pour les salariés des établissements demandeurs de l'aide : 46 % contre 50 % pour ceux des établissements non demandeurs, et la durée moyenne sur le poste y est plus importante (d'environ 3 semaines).

Enfin, les établissements ayant perçu l'aide en 2004 présentent, avant de recevoir l'aide, une proportion moins élevée d'employés rémunérés à des salaires très bas (i.e. que l'on peut considérer être au niveau du Smic hôtelier, cf. Annexe III où sont décrites les variables utilisées) : 14 % de leurs salariés sont rémunérés moins de 7,6€ par heure, contre 19 % pour les établissements non bénéficiaires, Tableau 11).

Tableau 11 : Répartition des salaires par établissement en 2003 selon le recours à l'aide au titre de 2004

Rémunération	Quartile correspondant	Avec l'aide	Sans l'aide
Moins de 7,6 €/h		14%	19%
De 7,6 à 7,9 €/h	1er	9%	9%
De 7,9 à 8,7 €/h	2ème	26%	25%
De 8,7 à 10,4 €/h	3ème	25%	24%
Plus de 10,4 €/h	4ème	25%	23%
Total	-	100%	100%

Source : Dads 2002 et 2003

Champ : établissements présents en 2003 et 2004 dont les secteurs d'activités sont éligibles à l'aide HCR. Statistiques pondérées par la taille d'établissement

Effets « nets » des caractéristiques sur le recours à l'aide : résultats d'un modèle de régression logistique

La probabilité d'avoir recouru à l'aide entre juillet et décembre 2004 en fonction des caractéristiques de l'établissement en 2003 a donc été modélisée par une régression logistique (Tableau 12). L'estimation a été menée par taille d'établissement puisque, comme on l'a vu, c'est une variable qui influence fortement la probabilité d'avoir recours à l'aide HCR. Les variables de contrôle utilisées se

rapportent au type d'établissement (activité, caractère saisonnier¹⁰, région d'implantation), à sa composition en terme d'emplois (part des temps partiels, part des bas salaires) et de caractéristiques démographiques (part de femmes, part de jeunes), ainsi qu'à son évolution passée en terme de postes et d'heures travaillées. Une interaction entre ces deux dernières variables est également prise en compte, car elle apporte de l'information sur le « turn-over » de l'établissement : une augmentation du nombre cumulé de postes liée à une stagnation des heures travaillées peut signifier par exemple un fort turn-over (cf. partie précédente). A noter que la part d'allègements de charges concédés à chaque entreprise n'a pas été ajoutée à l'estimation, cette variable étant par construction trop corrélée avec la part des heures rémunérées au niveau du Smic.

Les régressions logistiques effectuées ont un pouvoir explicatif satisfaisant, compte tenu du faible nombre de variables de contrôle à disposition : le critère de Somer's D, qui s'apparente au « R² » utilisé pour les régressions continues, affiche des valeurs entre 0,26 et 0,42 selon la tranche de taille étudiée¹¹. En contrôlant par ces diverses caractéristiques observables, on peut retenir principalement les points suivants :

- le type d'activité de l'établissement : les secteurs « classiques » des HCR (hôtellerie, restauration, cafés, bars) ont généralement une probabilité plus importante de recourir à l'aide par rapport aux autres secteurs moins emblématiques (les discothèques, campings etc.) ;
- le caractère saisonnier de l'établissement a une influence négative sur la probabilité de recourir à l'aide.
- les évolutions de postes et d'heures travaillées entre 2002 et 2003 : **Le fait d'avoir une certaine ancienneté semble peser significativement sur la probabilité de percevoir l'aide.** Les établissements nouvellement créés ont en effet une probabilité nettement plus faible que les autres d'avoir recouru à l'aide (ils n'ont probablement pas encore intégré diverses formalités pour bénéficier de l'aide). Pour les établissements présents en 2002, il ressort que **c'est surtout la hausse passée des heures** (et non des postes) **qui influence positivement la probabilité de recourir à l'aide** : une hausse des heures, même conjointe à une baisse du nombre de postes cumulés (ce qui peut s'interpréter comme des durées d'emploi plus importantes ou une baisse du turnover) entraîne une hausse de la propension à recourir à l'aide.
- la part d'emplois faiblement rémunérés : la part d'emplois dont le salaire peut être assimilé au Smic hôtelier (voir plus haut) influence négativement la probabilité de recourir à l'aide. On peut y lire le fait que l'abandon du Smic hôtelier est une condition d'obtention de l'aide, que certaines entreprises ne souhaitent donc pas remplir. En revanche, la part de rémunérations au niveau du Smic tend à augmenter la probabilité de recours à l'aide. C'est en effet à ce niveau de rémunération que l'aide HCR est la plus généreuse. **Ces effets sont d'autant plus marqués que l'établissement est de taille importante.**
- C'est apparemment en Ile-de-France que les entreprises ont le moins recouru à l'aide. Sans faire de lien direct, il est quand même intéressant de signaler que c'est également en Ile-de-France que se rencontre le plus fort taux de travail dissimulé (*source : Bilan 2006 de lutte contre le travail illégal, Acoiss*). Or un employeur ne bénéficie de l'aide que pour les salariés et heures déclarés.

On peut retenir que **les caractéristiques de travail « précaire » (temps partiel, salaire inférieur ou égal au Smic légal, travail saisonnier) ou d'établissement plus « fragile » (baisse des heures salariées dans le passé) ont tendance à influencer négativement la probabilité de recourir à l'aide, particulièrement pour les établissements d'au moins 5 salariés** où les probabilités relatives

¹⁰ Une activité est dite saisonnière si chaque année l'établissement cesse totalement ses activités pendant plus de trois mois consécutifs.

¹¹ Le critère « Somer's D » est en quelque sorte une mesure d'association entre la probabilité prédite et la valeur de la variable explicative. Elle est comprise entre 0 et 1. Cette association est d'autant plus forte (et le modèle est d'autant meilleur) que les indices sont élevés, c'est-à-dire proches de 1. Cf. David Le Blanc, Stéfan Lollivier, Maryse Marpsat et Daniel Verger : « L'économétrie et l'étude des comportements. Présentation et mise en oeuvre de modèles de régression qualitatifs : Les modèles univariés à résidus logistiques ou normaux (LOGIT, PROBIT) », *doc. de travail Insee, 2001*.

(« odds-ratio ») montrent des effets plus amplifiés. Pour les TPE, on note surtout encore une grande influence de la taille : les établissements n'employant au total qu'un ou deux salariés ont bien moins souvent que les autres recouru à l'aide, même en contrôlant par les autres caractéristiques observables.

Nous évaluons maintenant les impacts quantitatifs de l'aide dans le secteur HCR sur l'emploi et la productivité. Ce deuxième aspect permet une analyse indirecte du comportement des entreprises concernant leur recours au travail dissimulé.

Tableau 12 : Modélisation logistique du recours à l'aide en fonction de la taille de l'entreprise

	moins de 5		de 5 à 9		10 ou plus	
	odds ratio	signif.	odds ratio	signif.	odds ratio	signif.
Code NAF de l'établissement (ref=hôtel touristique avec restaurant)						
Hôtel touristique sans restaurant	1,12	*	0,99	ns	1,07	ns
Autre Hôtel	0,51	***	0,36	***	0,23	***
Auberge de jeunesse et refuge	0,27	***	0,09	***	0,03	***
Camping	0,66	***	0,42	***	0,29	***
Autre hébergement touristique	0,32	***	0,22	***	0,07	***
Restauration traditionnelle	1,05	ns	0,99	ns	0,94	ns
Restauration rapide	0,75	***	0,66	***	0,83	***
Café tabac	1,53	***	1,10	ns	0,88	ns
Débit de boissons	1,00	ns	0,83	***	0,64	***
Discothèque	0,63	***	0,60	***	0,38	***
Traiteur	0,47	***	0,28	***	0,35	***
Caractère saisonnier de l'établissement	0,76	***	0,57	***	0,65	***
Part des salaires de la 1ère tranche (proxy du Smic hôt.)	0,87	***	0,62	***	0,53	***
Part des salaires de la 2ème tranche (proxy du Smic)	1,09	***	1,04	ns	1,74	***
Part des postes à temps partiel	0,76	***	0,60	***	0,55	***
Nombre de postes cumulés en 2003 (en log)	1,66	***	1,53	***	1,60	***
Variation croisée des postes et des heures entre 2002 et 2003* (ref=hausse conjointe des deux variables)						
établissement créé en 2003	0,83	***	0,85	***	0,85	***
baisse conjointe des postes et des heures	0,83	***	0,76	***	0,81	***
baisse des postes et hausse des heures	1,14	***	1,12	***	1,25	***
hausse des postes et baisse des heures	0,77	***	0,78	***	0,73	***
Part des moins de 30 ans	0,91	***	0,72	***	1,08	ns
Part des femmes	1,20	***	1,26	***	1,34	***
Zone géographique (ref=Région parisienne)						
Bassin parisien	1,28	***	1,59	***	1,40	***
Nord	1,04	ns	1,21	***	1,18	**
Est	1,68	***	1,66	***	1,59	***
Ouest	1,36	***	1,54	***	1,45	***
Sud-Ouest	1,23	***	1,38	***	1,37	***
Centre-Est	1,36	***	1,50	***	1,39	***
Méditerranée	1,25	***	1,25	***	1,21	***

Niveau de significativité : *** = 1% ; ** = 5% ; * = 10%.

* La "hausse" des postes ou des heures correspond à une définition large ici (hausse=variation positive ou nulle), tandis que la "baisse" est prise dans sa définition stricte.

Source : Dads 2002 et 2003

Champ : établissements présents en 2003 et 2004 dont les secteurs d'activités sont éligibles à l'aide

Avertissement : les odds-ratios de variables continues (comme ici, la part des salaires de la 1^{ère} ou 2^{ème} tranche, la part des postes à temps partiel, etc.) posent la difficulté qu'ils ne tiennent pas bien compte de la non-linéarité. C'est pour cette raison que dès qu'il a été possible de le faire, un découpage par classes des variables a été réalisé.

Lecture : parmi les établissements ayant comptabilisé moins de 5 salariés en 2003, un café-tabac a environ 1,5 fois plus de chance d'avoir bénéficié de l'aide en 2004 qu'un hôtel touristique avec restaurant. Toujours parmi les établissements ayant comptabilisé moins de 5 salariés en 2003, ceux dont l'ensemble des salariés sont payés dans la 2^{ème} tranche (proxy du Smic) ont environ 1,1 fois plus de chance d'avoir recouru à l'aide en 2004 que ceux dont aucun salarié ne se situe dans cette tranche.

III Impact de l'aide HCR sur les heures travaillées et déclarées : quelques enseignements de modèles économétriques

Le premier objectif visé par les pouvoirs publics avec l'introduction de l'aide HCR est l'abandon du Smic hôtelier, une rémunération qui prend en compte la déduction d'avantages en nature. En effet, cette aide redéfinit l'arbitrage de coût entre Smic de droit commun et Smic hôtelier à l'avantage du Smic de droit commun, de même que l'arbitrage entre travail déclaré et travail dissimulé est également modifié. Les incitations financières que l'aide suscite à partir d'un cas type ont été mises en évidence (encadré 1). En allégeant le coût du travail, l'aide HCR a donc pu inciter un certain nombre d'employeurs à embaucher davantage, à allonger la durée du travail de ses salariés ou enfin à mieux déclarer les heures rémunérées. Plusieurs questions se posent à ce stade : quel a été l'impact sur l'emploi, et sur la déclaration des heures de travail dissimulé ? A quels types d'établissements cet impact « profite »-t-il le plus ?

1) Un impact positif du recours à l'aide en 2004 sur les heures travaillées pour les petits et moyens établissements

L'une des finalités de l'instauration de l'aide HCR est, via une nouvelle baisse du coût du travail, de relancer l'emploi dans le secteur. Or si l'on observe depuis une vingtaine d'années un accroissement de l'emploi dans le secteur, l'introduction de cette nouvelle aide à l'emploi en 2004 a-t-elle permis de poursuivre cette tendance, voire de l'accélérer ? On tente donc de mettre en évidence un éventuel impact de l'aide HCR sur la variation de l'emploi entre 2003 et 2005. La variable d'intérêt retenue ici est **le nombre total d'heures travaillées dans l'année pour chaque établissement** (assimilable à une mesure de l'emploi en « équivalents temps plein »), cette variable reflétant au plus près l'activité et n'étant pas affectée par les biais de « turnover » contrairement à la variable d'effectifs cumulés qui sert à classer les différents établissements selon leur taille.

Les années 2003 et 2005 sont comparées pour détecter en quoi l'introduction de l'aide HCR en 2004 a été susceptible de faire évoluer les heures travaillées des établissements concernés. Ainsi, les établissements étudiés ici sont ceux qui étaient **présents de 2003 à 2005** : nous ne tenons donc pas compte des établissements présents en 2003 mais détruits moins de deux ans plus tard, ni de ceux créés après 2003. Cela constitue sans doute une limite à l'étude, dans la mesure où les établissements « pérennes » ont des caractéristiques particulières relativement aux autres, surtout dans ce secteur qui connaît de forts mouvements de créations/destructions d'entreprises.

Pour estimer un impact de l'aide à l'emploi sur les évolutions du nombre d'heures travaillées, on isole le groupe d'établissements « traités », **soit ceux qui ont recouru à l'aide au moins une fois entre juillet et décembre 2004**¹². Au-delà des variables observables qui ont pu, comme on l'a vu, influencer la probabilité qu'un établissement a eu de recourir ou non à l'aide en 2004, d'autres éléments « inobservables » ont pu également jouer sur le fait que certains tardent à demander l'aide en 2004. L'idée est d'exploiter le fait que ces entreprises n'y aient pas recouru pour les utiliser comme groupe de contrôle. **Ainsi les « non traités » sont choisis parmi ceux n'ayant pas recouru à l'aide en 2004. Parmi ce groupe de contrôle, ne sont conservés que les établissements n'ayant pas non plus demandé l'aide durant l'année 2005**¹³. En effet, on souhaite travailler avec un groupe témoin pour lequel les variations d'heures entre 2003 et 2005 n'ont pu en aucun cas être affectées par la perception de l'aide. Cette exclusion concerne environ 17 % des établissements présents entre 2003 et 2005 et n'ayant pas recouru à l'aide durant l'année 2004. Les caractéristiques des établissements exclus sont

¹² Une condition est également que l'aide perçue ait été strictement positive sur la période (en effet, certaines entreprises non éligibles font tout de même la demande de l'aide : le montant qu'elle perçoivent est alors nul).

¹³ A noter que les établissements ayant demandé l'aide en 2004 la demandent presque toujours en 2005, **nous opposons donc les établissements ayant demandé l'aide en 2004 et en 2005 (groupe test) à ceux ne l'ayant demandé ni en 2004 ni en 2005 (contrôle)**.

assez proches de celles des autres « non traités » (ceux qui n'ont demandé l'aide ni en 2004, ni en 2005) : une grande proportion de TPE (~60 %) ; une part importante de bas salaires, notamment parmi les TPE où plus de la moitié des heures salariées sont payées sous le 1^{er} quartile de revenus ; une augmentation moindre du total des heures travaillées entre 2003 et 2005 par rapport aux « traités » ; une part des temps partiels relativement élevée (jusqu'à 60 % parmi les TPE). La seule différence notable avec les autres établissements « non traités » est que plus de la moitié sont des restaurants traditionnels, reflétant le fait que l'aide HCR est plus généreuse pour ce sous-secteur : les établissements de ce type n'ayant pas demandé l'aide en 2004 ont donc eu tendance à rattraper rapidement ce retard en la demandant l'année suivante.

Au final, notre échantillon comporte environ 94 400 établissements présents en 2003 et 2005¹⁴ ; parmi ces établissements, 66 000 (70 %) avaient demandé l'aide entre juillet et décembre 2004.

Des évolutions d'heures travaillées différentes selon la taille d'entreprise

Le nombre total d'heures travaillées des établissements HCR entre 2003 et 2005 n'a pas évolué dans le même sens en fonction de leur taille initiale. Ainsi, seuls les établissements ayant cumulé moins de 10 postes en 2003 auraient connu une augmentation de leurs heures travaillées (Tableau 13). Par ailleurs, **pour chaque catégorie de taille d'établissement, ceux ayant recouru à l'aide ont connu une croissance des heures travaillées plus élevée que les autres.** Parmi ceux ayant cumulé entre 5 et 9 postes en 2003, les bénéficiaires de l'aide ont même vu leurs heures augmenter (+2,7 %), alors que les autres ont connu une baisse (-2,3 %).

Tableau 13 : Taux de croissance des heures travaillées entre 2003 et 2005

Cumul des postes de l'établissement en 2003	Perception de l'aide en 2004	Croissance des heures travaillées entre 2003 et 2005: moyenne par établissement	Nombre d'observations
1 à 4 salariés	avec l'aide	+13,3%	23 621
	sans l'aide	+8,6%	14 714
	ensemble	+11,5%	38 335
5 à 9 salariés	avec l'aide	+2,7%	16 718
	sans l'aide	-2,3%	5 942
	ensemble	+1,4%	22 660
10 salariés ou plus	avec l'aide	-1,5%	24 341
	sans l'aide	-7,9%	6 128
	ensemble	-2,8%	30 469
Ensemble	avec l'aide	+5,0%	64 680
	sans l'aide	+2,4%	26 784
	ensemble	+4,2%	91 464

Champ : établissements HCR dont les secteurs d'activités sont éligibles à l'aide, présents en 2003 et en 2005, à l'exclusion de ceux n'ayant pas perçu l'aide en 2004 mais l'ayant perçue en 2005.

Les établissements déclarant des variations aberrantes de leurs heures rémunérées (au-delà de +300% sur 2 ans) sont également exclus (moins de 4% des établissements).

Source : Dads 2003 et 2005

Méthode d'estimation utilisée pour mesurer économétriquement l'impact de l'aide

Pour estimer directement l'impact de la perception de l'aide sur l'évolution du nombre d'heures travaillées, on peut dans un premier temps envisager d'estimer le modèle linéaire suivant, qui contrôle des caractéristiques observables de l'établissement :

$$Y = \alpha T + \beta X + u \quad (1)$$

¹⁴ Nous avons également retiré de l'échantillon les établissements pour lesquels les évolutions des heures travaillées entre 2003 et 2005 présentaient des valeurs trop élevées (triple, voire quintuple des heures pour les plus petits établissements) nous paraissant peu fiables et risquant de biaiser nos estimateurs. Cette étape n'exclut que près de 3,5 % des établissements.

où Y représente les variations d'heures entre 2003 et 2005, T représente le traitement (perception de l'aide en 2004), X sont les caractéristiques observables de l'établissement, et u les résidus non observés de l'équation. Ainsi **le terme α pourra être interprété comme l'effet de l'aide sur la variable d'intérêt Y** . Le problème ici est que la variable T de traitement est endogène, i.e. elle est également déterminée comme on l'a vu par les caractéristiques observables X , mais aussi probablement par des inobservables. En d'autres termes, si l'on réécrit l'équation modélisant la probabilité de percevoir l'aide en 2004 (celle dont les résultats sont présentés dans la partie précédente) à partir d'une la variable latente T^* telle que $P(T = 1) = P(T^* > 0)$:

$$T^* = \gamma Z + v \quad (2),$$

où Z sont les caractéristiques observables utilisées dans la partie précédente, alors **les résidus u et v des équations (1) et (2) risquent d'être corrélés**, ce qui est susceptible de biaiser la première estimation de α . Ces résidus seront notamment corrélés positivement s'il existe une ou plusieurs caractéristiques inobservables faisant que les établissements plus enclins à demander l'aide sont aussi ceux qui ont la plus forte probabilité de faire croître leurs heures salariées.

Une solution est d'**estimer conjointement** les équations (1) et (2), en tenant compte de la corrélation entre les résidus u et v . Parmi les méthodes proposées par Heckman (1978)¹⁵ pour résoudre ce système, nous retenons la **procédure d'estimation en deux étapes**, disponible sous le logiciel STATA et moins coûteuse en temps de programme que la méthode du maximum de vraisemblance. La procédure en deux étapes s'utilise comme suit :

- Estimer (2) à l'aide d'un modèle PROBIT
- Estimer l'équation (1) augmentée de la fonction de « hasard » issue de l'étape précédente, par la méthode des MCO. Cette fonction de « hasard », notée l par la suite, incorpore notamment les informations suivantes : corrélation des résidus u et v , estimation du coefficient γ de l'équation (2) (pour une description précise de cette fonction voir l'Annexe IV). L'équation (1) « augmentée » peut être écrite comme suit : (Heckman (1978), Vella and Verbeek (1999)¹⁶) :

$$Y = \alpha T + \beta X + \sigma \lambda + u' \quad (1bis)$$

où σ représente la covariance entre les résidus estimés des deux équations initiales (1) et (2). Heckman (1978) montre que cette méthode permet d'obtenir des estimateurs convergents de α , β et σ . Un algorithme spécifié par Maddala (1983)¹⁷ permet d'estimer de bons écarts-types. L'estimation de σ permet de tester s'il est juste de faire une estimation en deux étapes : si σ s'avère non significatif, alors l'hypothèse nulle selon laquelle les deux équations initiales (1) et (2) peuvent être estimées de manière indépendante est acceptée. **Dans ce cas, une simple estimation MCO de l'équation (1) suffit pour obtenir une estimation de α satisfaisante. Dans le cas inverse (σ est significatif), l'impact du traitement sera mesurée par le coefficient α estimé dans la 2^{ème} étape par l'équation (1bis).**

Selon Heckman (1978), Vella and Verbeek (1999), et Wilde (2000)¹⁸, sous la condition que les résidus u et v suivent une loi normale bivariée, il n'est pas nécessaire de faire figurer dans les covariables Z des variables supplémentaires à celles déjà dans X (ou « variables instrumentales ») pour que les estimateurs soient convergents. En effet, la condition de non linéarité du hasard introduit dans l'équation augmentée suffit à corriger du biais d'endogénéité du traitement, ne rendant pas nécessaire l'introduction de variables « excluantes ». La seule restriction imposée par Heckman (1978) pour que les estimateurs soient convergents est que les covariables X et Z soient « de plein rang », c'est-à-dire

¹⁵ Heckman, J. J. (1978), « Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equations System », *Econometrica*, 47, 455-473.

¹⁶ Vella, F., and Verbeek, M. (1999), "Estimating and Interpreting Models with Endogenous Treatment Effects", *Journal of Business and Economic Statistics* 17 (6), 473-478.

¹⁷ Maddala, G.S. (1983), « Limited-Dependant and Qualitative Variables in Econometrics », New York : Cambridge University Press.

¹⁸ Wilde, J. (2000), « Identification of multiple equation probit models with endogenous dummy regressors », *Economic Letters* 69, 309-312.

qu'aucun régresseur ne puisse s'écrire comme une combinaison linéaire des autres régresseurs, ce qui est assuré dans notre cas. Dans notre cas, ne parvenant pas à identifier d'instrument pour expliquer la perception de l'aide qui serait indépendant des variations d'heures travaillées, nous ne faisons pas figurer dans Z des variables n'appartenant pas à X (ainsi, on a $Z \subset X$), **c'est-à-dire que nous n'introduisons pas d'instrument**. Cela constitue évidemment une limite à l'estimation, puisque **en l'absence d'instrument, l'estimation repose sur l'hypothèse forte que les résidus des deux équations suivent une loi normale bivariée**. L'ajout d'un instrument aurait permis de rendre les résultats plus robustes en présence de mauvaise spécification de la loi des résidus (Monfardini et Radice (2006)¹⁹).

Résultats de l'estimation

Le modèle en deux étapes est estimé pour chaque tranche de taille d'établissements, puisque l'on a vu que la taille (ici le cumul du nombre de postes en 2003) est un facteur déterminant dans le recours à l'aide. Pour les établissements ayant cumulé moins de 10 postes en 2003, l'estimation en deux étapes montre que le coefficient de corrélation entre les résidus des équations (1) et (2) **est non significatif** (voir Annexe IV pour les résultats des estimations). L'estimation MCO sur ce groupe d'établissements peut donc suffire pour déterminer l'effet de l'aide. Il en ressort que **pour ces établissements ayant cumulé moins de 10 postes en 2003, la perception de l'aide en 2004 a un impact significatif et positif sur le taux de croissance des heures travaillées entre 2003 et 2005**. Le coefficient correspondant est d'environ 0,1 (0,13 pour les TPE et 0,09 pour les établissements cumulant entre 5 et 9 postes en 2003), ce qui signifie que la perception de l'aide peut augmenter de 10 points le taux de croissance des heures sur la période. Si l'on considère que l'aide HCR équivaut, au niveau du Smic, à une baisse du coût du travail d'environ 10 %, l'effet de l'aide sur ces établissements est de même ampleur que l'effet des allègements de charge sur les bas salaires, où l'élasticité est estimée à un peu plus de 1 au niveau du Smic (Crépon et Desplatz (2001)²⁰).

Pour les établissements ayant cumulé plus de 10 postes en 2003, le modèle en deux étapes montre que les résidus des équations (1) et (2) sont significativement corrélés. Il faut ainsi tenir compte de l'estimation de α de la 2^{ème} étape (équation (1bis)) pour obtenir une estimation convergente de l'effet de l'aide sur le taux de croissance des heures travaillées. Or, α s'avère non significatif. **Il est donc possible que l'aide n'ait pas eu d'impact significatif sur l'évolution des heures travaillées des établissements HCR de taille plus importante**. Cependant, rappelons que les estimations de modèles d'Heckman en deux étapes sont en général peu précises, particulièrement en l'absence d'instruments, ce qui peut expliquer la non significativité de l'effet de l'aide.

En résumé, **pour les plus petits établissements, les estimations concluent que l'aide aurait eu un impact positif sur les heures travaillées, d'un ordre de grandeur comparable aux allègements de charge sur bas salaires ; en revanche, pour les plus gros établissements, les estimations plus fragiles et plus imprécises ne permettent pas de conclure que l'aide a eu un effet significatif sur les heures travaillées déclarées**.

Ces résultats sont toutefois à prendre avec une grande prudence : en effet, outre le fait que l'estimation du modèle en deux étapes repose sur une hypothèse forte concernant la loi des résidus, le modèle ne prend pas en compte l'ensemble des variables qui pourraient influencer les évolutions du volume d'heures travaillées (comme les bénéfices passés, les autres aides ayant pu être perçues par l'établissement, etc.). De même, les motivations du recours à l'aide – mais surtout du non-recours – qui entrent en jeu dans ce modèle ne sont clairement pas toutes identifiées : d'autres raisons complexes, hétérogènes et impossibles à mettre en évidence avec les données disponibles sont certainement à l'œuvre (coût de « blanchiment » associé au recours à l'aide, manque d'information...).

¹⁹ Monfardini, C., et Radice, R. (2006), « Testing exogeneity in the bivariate probit model : a Monte Carlo study », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 70(2), 271-282.

²⁰ Crépon et Desplatz (2001), « Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires », *Economie et Statistiques*, n°348.

Des résultats convergents pour les établissements de moins de 10 postes en 2003 avec la méthode d'appariement

A noter que pour les établissements ayant cumulé moins de 10 postes en 2003, i.e. ceux pour qui l'on ne détecte pas de variables « inobservables » affectant à la fois la probabilité de recours à l'aide et le taux de croissance des heures travaillées entre 2003 et 2005, l'estimation MCO semble bien contrôler de l'effet des caractéristiques observables sur le taux de croissance des heures ainsi que des différences de structure entre établissements aidés et non-aidés. En effet, il a également été testé en lieu et place du MCO un modèle du type **appariement à la Rubin**²¹, qui donne des résultats convergents²². Cette méthode consiste à estimer un effet du traitement (ici, l'aide) sur les « traités », sachant que l'on n'observe pas comment auraient évolué les établissements « traités » s'il n'avaient pas été traités. L'idée est donc de trouver, pour chaque établissement traité, un voisin proche en terme de structure parmi le groupe des « non traités ». Ce voisin s'apparentera alors à un contrefactuel de l'établissement traité. Le concept de « voisin » repose sur l'estimation d'un **score de propension** pour chaque établissement, qui correspond ici à la probabilité de percevoir l'aide en 2004, déjà estimée dans la partie précédente. Le « plus proche voisin » d'un établissement « traité » sera donc l'établissement « non traité » dont le score de propension est le plus proche, c'est-à-dire dont les caractéristiques pesant sur le recours à l'aide sont les plus proches. On calcule ensuite, pour chaque établissement « traité », la différence entre le taux de croissance des heures et celui de son voisin contrefactuel. **En calculant la moyenne de ces différences sur l'ensemble des établissements traités, on obtient un effet du traitement sur les traités.** C'est un peu l'idée que reprendra, dans la suite de l'étude, la modélisation de l'impact de l'aide sur les gains de productivité des entreprises, avec la mise en œuvre d'un modèle de différence-de-différence qui repose sur les mêmes principes et tente d'estimer un effet moyen du traitement sur les traités.

La méthode d'appariement à la Rubin contrôle bien des différences de structure entre les unités « traitées » et « non traitées », et a l'avantage de ne pas supposer de relation linéaire entre la variable d'intérêt (le taux de croissance des heures) et le traitement, contrairement à une estimation MCO. En revanche, elle est moins adaptée pour corriger du biais de sélection inobservé, contrairement à la procédure de Heckman qui incorpore dans son estimation une information sur les variables inobservées *via* la prise en compte de la corrélation entre les résidus des équations (1) et (2) dans l'équation augmentée (1bis). C'est pourquoi dans le cas des établissements plus gros où ces résidus s'avèrent corrélés, il est préférable de tenir compte des résultats donnés par la méthode d'Heckman.

2) Plus fort ralentissement de la productivité entre 2003 et 2005 pour les entreprises aidées

L'aide HCR a pu encourager les établissements à davantage déclarer leurs heures travaillées. En effet, le secteur est particulièrement concerné par le travail dissimulé : un contrôle mené par les Urssaf en 2004 dans deux zones géographiques françaises (méditerranéenne et atlantique) a montré que les cotisations éludées en raison du travail dissimulé représentent entre 7 % et 14 % de l'ensemble des cotisations dues par les HCR dans les zones concernées²³.

L'approche empirique par l'étude d'un cas-type a mis en évidence une incitation financière à l'abandon du Smic hôtelier pour percevoir l'aide – le coût d'un salarié payé au Smic de droit commun avec l'aide étant toujours inférieur à celui du Smic hôtelier (encadré 2). Elle a de surcroît permis de

²¹ Rosenbaum P.R. and D.R. Rubin (1983), « The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects », *Biometrika*, 72, pp. 41-55.

²² Le modèle d'appariement à la Rubin a été testé grâce à la procédure PSMATCH2 disponible sous STATA.

²³ cf. « Fraude sociale et dispositif de répression », *document de recherche Acoss* n°2007-01, septembre 2007

montrer l'existence d'une incitation au blanchiment d'heures de travail non déclarées : le coût d'un salarié déclaré payé au Smic avec l'aide HCR est quasiment égal au salaire perçu par ce salarié²⁴.

Cette partie de l'étude se centre sur l'analyse de l'évolution de la productivité horaire des entreprises avant et après la mise en place de l'aide HCR. L'évolution de la production horaire peut être obtenue à partir de l'appariement des DADS avec les tables Ficus (cf. Annexe II). Ces dernières sont issues du Système Unifié des Statistiques d'Entreprises. Elles contiennent des variables économiques comptables dont la production vendue de biens et services au niveau entreprise. Comme il est mentionné au début de la partie II, l'unité d'observation devient donc ici l'entreprise. Rappelons cependant que les concepts d'entreprises et d'établissements sont presque équivalents dans le secteur HCR, et que cette partie reste donc en parfaite cohérence avec les précédentes. Les variables issues des DADS au niveau établissement sont donc agrégées au niveau de l'entreprise (soit pour environ 2% d'entreprises multi-établissements) pour être appariées aux fichiers Ficus.

L'impact de l'aide HCR sur l'évolution de productivité horaires des entreprises peut donc être mesuré à partir des sources DADS et Ficus. Toutefois seule la production *en valeur* est accessible dans la source Ficus : le ratio de productivité croît donc de toute façon avec les prix. Des indicateurs en volume auraient permis d'éviter cet effet prix. Il n'est donc malheureusement pas possible d'étudier l'évolution de la productivité hors effets prix entre établissements.

Tableau 14 : Evolution moyenne de la productivité en valeur en fonction du bénéfice de l'aide HCR

<i>en %</i>	Moyenne de l'évolution entre 2002 et 2003	Moyenne de l'évolution entre 2004 et 2005	Ecart (en point)	Nombre d'obs.
Entreprises bénéficiaires de l'aide HCR				
1 salarié	9,3	7,5	-1,8	6 610
2 à 4 salariés	10,5	6,5	-4,0	7 092
5 à 9 salariés	13,5	4,4	-9,1	2 922
10 à 49 salariés	11,3	3,7	-7,5	918
50 salariés et plus	10,3	2,8	-7,5	60
Ensemble	11,2	5,6	-5,5	17 602
Entreprises non bénéficiaires de l'aide HCR				
1 salarié	12,8	10,0	-2,8	12 316
2 à 4 salariés	11,3	8,9	-2,4	25 542
5 à 9 salariés	9,6	5,1	-4,5	17 700
10 à 49 salariés	9,5	8,3	-1,2	11 412
50 salariés et plus	-4,9	11,6	+16,5	696
Ensemble	11,4	8,7	-2,7	67 666

Champ : Entreprises dont les secteurs d'activité sont éligibles à l'aide HCR, exerçant une activité depuis 2002, à l'exclusion de ceux n'ayant pas perçu l'aide en 2004 mais l'ayant perçue en 2005.

Source : Dads 2003 et 2005, Ficus de 2002 à 2005

La productivité semble avoir globalement davantage ralenti pour l'ensemble des entreprises aidées (Tableau 14), avec des disparités encore plus importantes suivant la taille de l'entreprise : pour les entreprises de 5 à 9 salariés par exemple, l'écart entre les moyennes des évolutions de productivité des périodes 2002-2003 et 2004-2005 est de -9,1 points pour les entreprises aidées, et de seulement -4,5 points pour les entreprises non aidées.

Un modèle en **différence de différences**, contrôlant des caractéristiques observables qui expliquent le fait de demander l'aide (cf. Partie II 2), permet de **comparer l'évolution de productivité entre les entreprises aidées et les autres** et de **tester la significativité de cette différence** en captant en partie

²⁴ Le salarié en question est dispensé en général d'impôt sur le revenu s'il est déclaré, sa rémunération étant égale au Smic horaire.

le biais de sélection . De plus, ce type de modèle prend en compte les différences initiales entre les deux sous-groupes : l'évolution de la productivité est calculée entre 2002 et 2003 – soit avant l'introduction de l'aide – et entre 2004 et 2005. Dans le cas présent, il est donc judicieux d'utiliser cette méthode pour mesurer l'effet moyen de l'aide sur la population traitée.

Les variables de contrôle sont les caractéristiques observables mises en évidence dans la modélisation de la probabilité de demander l'aide : secteur et caractère saisonnier de l'activité, région, part des salariés rémunérés au Smic ou sous le Smic, part des temps partiels, part des salariés de moins de 30 ans, effectifs cumulés et nombre d'heures de travail en 2003 (en logarithme).

En notant t_0 la période située avant le traitement, t_1 la période située après le traitement, en indiquant par 1 pour les entreprises aidées et par 0 pour les entreprises non aidées, l'idée est d'estimer l'effet moyen du traitement sur les traités, soit : $E(y_{1t_1} - y_{0t_1} | T = 1)$. L'inconvénient est que l'on n'observe pas comment aurait évolué la variable d'intérêt y pour le groupe des traités s'ils n'avaient pas subi le traitement, i.e. le terme $E(y_{0t_1} | T = 1)$ n'est pas observé. L'idée est que **conditionnellement à un ensemble de variables X** , on peut supposer que l'évolution du groupe des traités en l'absence de traitement est « proche » de celle du groupe des non-traités :

$$E(y_{0t_1} | X, T = 1) = E(y_{0t_1} | X, T = 0)$$

Ceci traduit le fait qu'en conditionnant par X , on corrige des différences de structure existant entre le groupe des traités et celui des non-traités. Le principe est proche de celui expliqué dans la partie III 1 concernant le modèle causal de Rubin.

On montre que l'estimation de l'effet moyen du traitement sur les traités peut être interprétée comme le coefficient α_{TP} dans l'équation suivante :

$$Y_{Tt} = \alpha_T 1_{T=1} + \alpha_P 1_{t=t_1} + \alpha_{TP} 1_{T=1} \times 1_{t=t_1} + \phi X + U_{Tt}$$

où T est l'indice du groupe de traitement ($T=0$ ou 1) et t est l'indice de temps ($t=t_0$ ou t_1)

Y est le taux de croissance annuel du ratio entre production vendue et nombre d'heures déclarées,

$1_{T=1}$ est l'indicatrice du bénéfice de l'aide,

$1_{t=t_1}$ est l'indicatrice de la période (2002-2003 ou 2004-2005),

X est la matrice des variables de contrôle en 2003 (secteur, région, part des moins de 30 ans, nombre d'heures de travail en 2003).

En effet, ces équations s'écrivent aussi :

$$Y_{0t_0} = \phi X + U_{0t_0}$$

$$Y_{1t_0} = \alpha_T + \phi X + U_{1t_0}$$

$$Y_{0t_1} = \alpha_P + \phi X + U_{0t_1}$$

$$Y_{1t_1} = \alpha_T + \alpha_P + \phi X + \alpha_{TP} + U_{1t_1}$$

Et donc on obtient bien, avec nos hypothèses :

$$E(y_{1t_1} - y_{0t_1} | X, T = 1) = E(y_{1t_1} - y_{1t_0} | X, T = 1) - E(y_{0t_1} - y_{0t_0} | X, T = 0)$$

$$E(y_{1t_1} - y_{0t_1} | X, T = 1) = \alpha_T + \alpha_P + \alpha_{TP} - \alpha_T - \alpha_P$$

$$E(y_{1t_1} - y_{0t_1} | X, T = 1) = \alpha_{TP}$$

Le paramètre de la variable d'interaction d'aide et de temps, qui capte l'effet « net » de l'aide sur les variations de productivité, est significatif et égal à -2,56 (cf. Annexe VI). **En d'autres termes, lorsque l'on corrige de la différence existant initialement entre les entreprises qui ont demandé l'aide entre juillet 2004 et décembre 2004 et celles qui ne l'ont pas demandé, les entreprises ayant perçu l'aide semblent avoir connu une baisse plus forte de leur productivité horaire en valeur entre 2002-2003 et 2004-2005 que celles ne l'ayant pas perçu .**

Plusieurs facteurs seraient susceptibles d'expliquer ce résultat sans qu'il soit possible de les distinguer :

- les entreprises ayant bénéficié de l'aide pourraient avoir été incitées à déclarer davantage leurs heures de travail. A volume d'heures effectif identique, la productivité horaire diminuerait du fait de l'amélioration de la mesure des heures travaillées ;
- les entreprises bénéficiaires de l'aide pourraient avoir répercuté une partie de l'allègement du coût du travail dans leurs prix. Une hausse plus modérée des prix par rapport à celle des entreprises non bénéficiaires réduirait la production en valeur et donc la productivité horaire en valeur ;
- l'introduction de l'aide HCR pourrait avoir incité certaines entreprises à accroître le contenu en main d'œuvre de la valeur ajoutée. Le secteur HCR étant traditionnellement en forte tension, l'aide peut procurer une incitation à recruter davantage de main d'œuvre pour « soulager » la charge de travail de la main d'œuvre déjà en place.

Conclusion

Le secteur des HCR est très particulier en termes de types de contrat et de rémunération : comme le montrent les données de l'Enquête emploi en 2003, le temps partiel et le travail saisonnier y sont particulièrement fréquents et les salaires relativement faibles. C'est également un secteur où prédominent les entreprises de petite taille et où le turn-over est relativement important. A partir de juillet 2004, l'ensemble des employeurs de personnels dans les HCR ont pu en principe bénéficier de l'aide forfaitaire pour chacun de leurs salariés, sous la condition d'abandonner le Smic hôtelier spécifique au secteur au profit du Smic de droit commun. Comme le montrent les DADS de 2003-2004, environ 30 % des établissements n'y recourent pas immédiatement en 2004 : présence de salariés au Smic hôtelier, travail dissimulé, ou encore retard dans les démarches à accomplir dû par exemple à la méconnaissance du dispositif, à la lourdeur des contraintes administratives (les établissements pouvant néanmoins s'actualiser rétroactivement dans un délai de plus d'un an après une période salariée donnée), toutes ces raisons peuvent expliquer le non-recours, sans qu'il soit possible de les observer. A partir des DADS, il est toutefois possible d'identifier des profils d'établissements ayant moins souvent recouru à l'aide en 2004 : entreprises de petites tailles, saisonnières, récemment créées, employant plus de jeunes, recourant davantage au temps partiel et aux salaires faibles.

Estimer l'impact de la perception de l'aide sur l'évolution des heures travaillées et de la productivité des établissements requiert donc au minimum de contrôler de ces différences de caractéristiques, afin de ne pas biaiser les résultats. Concernant l'impact sur les heures travaillées, un modèle d'équations simultanées avec variable discrète endogène (ici, la perception de l'aide) permet de contrôler de ces caractéristiques observables mais aussi de la présence de caractéristiques inobservables susceptibles d'influencer à la fois le recours à l'aide et les variations d'heures travaillées. Concernant l'impact sur la productivité horaire en valeur, un modèle de doubles différences permet également de contrôler de ces caractéristiques observées, tout en étant particulièrement adapté au cas de variables supposées relativement stables dans le temps (ici, la productivité) et dont les éventuelles discontinuités peuvent être attribuées à un traitement spécifique (ici, la perception de l'aide).

Les résultats des estimations indiquent que, pour les plus petits établissements (moins de 10 salariés au cours de l'année), l'aide aurait eu un impact positif et significatif, d'un ordre de grandeur comparable

à celui des allègements de charge sur les bas salaires ; pour les établissements de taille supérieure, les estimations sont plus fragiles et moins précises. Si l'impact de l'aide HCR sur les heures travaillées est positif lorsque l'on se fonde sur une simple comparaison de moyennes, les estimations disponibles ne permettent pas de conclure à un impact significatif de l'aide, une fois contrôlées les différences de caractéristiques entre établissements percevant ou non l'aide.

La productivité en valeur des entreprises ayant perçu l'aide paraît également avoir ralenti davantage que celle des non-bénéficiaires, mais sans que le motif puisse clairement être distingué (meilleure déclaration des heures travaillées, baisse des prix pratiqués ou encore hausse, à court terme, du contenu en main d'œuvre de la valeur ajoutée). Ainsi, si la perception de l'aide a pu augmenter l'emploi comme le suggère notre étude qui montre une hausse plus importante des heures travaillées entre 2003 et 2005 pour les établissements bénéficiaires, il n'est pas possible à ce stade de déterminer s'il s'agit d'un effet emploi « net » ou simplement d'un « effet d'aubaine » lié à une meilleure déclaration d'heures travaillées auparavant dissimulées.

Pour être en mesure d'aller plus loin, et en particulier de mieux corriger du fait que le recours à l'aide est un processus très « endogène », plusieurs pistes peuvent être envisagées. Tout d'abord, des monographies du secteur HCR pourraient mettre en évidence des mécanismes influençant le non-recours à l'aide (coût administratif...), permettant ainsi de disposer d'instruments efficaces pour caractériser ce non-recours. Ensuite, l'utilisation en panel des DADS autoriserait l'estimation d'un modèle avec hétérogénéité fixe (i.e. le fait de disposer de plusieurs années permettrait d'identifier un effet spécifique à l'établissement sur sa probabilité de recours à l'aide), l'avantage étant qu'il ne requiert pas d'instrument. Une autre piste serait d'exploiter les ruptures de barèmes qu'a connues l'aide HCR, par des méthodes de doubles différences. Par exemple, le montant de l'aide a été nettement augmenté en 2007 pour la restauration traditionnelle : on peut donc envisager de comparer l'évolution du secteur avant et après cette date, et attribuer une partie des différences aux variations de l'aide. Cette méthode ne nécessite pas non plus d'instrument. Dans le même ordre d'idée, on pourrait enfin exploiter le fait que les sous-secteurs des HCR ne bénéficient pas du même barème d'aide, c'est-à-dire que l'aide n'a pas la même intensité pour tous. En se restreignant à des sous-secteurs structurellement « proches », une partie des différences de leurs évolutions pourrait être attribuable aux différences dans le montant de l'aide.

Annexes

Annexe I. Modalités de l'aide en 2008

L'aide à l'emploi de salariés dans les hôtels, cafés et restaurants (HCR), créée par la loi n° 2004- 804 du 9 août 2004 à titre transitoire et reconduite par périodes successives jusqu'au 31 décembre 2007, a été définitivement prorogée par la loi de finances pour 2008.

Pour les salariés dont le salaire horaire, hors avantage en nature nourriture, est compris entre le salaire minimum de croissance et le salaire minimum de croissance augmenté de 3 %, le montant de l'aide est fixé en 2007 à 114,40€ par mois. Jusqu'au 31 décembre 2006, cette aide de 114,40 € par mois ne s'adressait qu'aux salariés payés au SMIC. De plus, si l'activité principale de l'employeur est la restauration de type traditionnel, l'aide forfaitaire est plus élevée et égale à 180 € par mois

Lorsque le salaire horaire, hors avantage en nature nourriture, est supérieur à 103 % du SMIC, le montant de l'aide continue à se calculer sur une base de 143 € par mois multiplié par un coefficient, qui dépend, entre autres, de la date de création de l'entreprise (Tableau).

Tableau : Coefficients appliqués à l'indemnité forfaitaire pour des salariés payés au-delà de 103% du SMIC

NAF	Secteur	Coefficient applicable aux entreprises existantes au 1 ^{er} janvier de l'année [N - 2] (CA : chiffre d'affaires)	Coefficient applicable aux entreprises créées après le 1 ^{er} janvier de l'année [N - 2], en franchise de TVA, de Guyane et de Saint-Pierre-et-Miquelon
55.10 Z	« Hôtels touristiques avec restaurant » servant des repas au déjeuner et/ou au dîner, tels que décrits en annexe	(CA de l'année [N - 2] soumis à TVA de 19,6 %/ CA total de l'année [N - 2]) x 80 % x (180/114,4), sans que ce coefficient puisse dépasser 80 %	40 % x (180/114,4)
	« Hôtels et hébergement similaire » décrits à la classe 55.10 Z de la NAF 2008, à l'exception des « hôtels touristiques avec restaurant » tels que décrits en annexe	(CA de l'année [N - 2] soumis à TVA de 19,6 %/ CA total de l'année [N - 2]) x 80 %	20 %
55.20 Z	Hébergement touristique et autre hébergement de courte durée	(CA de l'année [N - 2] soumis à TVA de 19,6 %/ CA total de l'année [N - 2]) x 80 %	40 %
55.30 Z	Terrains de camping et parcs pour caravanes et véhicules de loisirs	(CA de l'année [N - 2] soumis à TVA de 19,6 %/ CA total de l'année [N - 2]) x 80 %	20 %
56.10 A	Restauration traditionnelle	80 % x (180/114,4)	80 % x (180/114,4)
56.10 B	Caféterias et autres libres services	80 % x (180/114,4)	80 % x (180/114,4)
56.10 C	« Restauration de type rapide », telle que décrite dans l'annexe	47,50 %	47,50 %
56.21 Z	Service des traiteurs	(CA de l'année [N - 2] soumis à TVA de 19,6 %/ CA total de l'année [N - 2]) x 80 %	40 %
56.30 Z	Débits de boisson à l'exception des « discothèques » telles que décrites en annexe	40 % x (180/114,4)	40 % x (180/114,4)
	Bowlings	20 %	20 %
	Casinos	20 %	20 %
	« Discothèques » telles que décrites en annexe	50 %	50 %

Annexe II. Description des sources utilisées

1) L'enquête emploi

L'Enquête emploi vise à observer à la fois de manière structurelle et conjoncturelle la situation des personnes sur le marché du travail. Elle s'inscrit dans le cadre des enquêtes "Forces de travail" défini par l'Union européenne ("Labour Force Survey"). C'est la seule source fournissant une mesure des concepts d'activité, chômage, emploi et inactivité tels qu'ils sont définis par le Bureau international du travail (BIT).

Le champ est restreint à la France métropolitaine et aux logements ordinaires. Cette enquête est réalisée en continu depuis 2002 : une personne est interrogée chaque trimestre, pendant six trimestres consécutifs sur la semaine précédent son interrogation.

La collecte est effectuée en visite pour la première et la dernière interrogation de chaque logement, et par téléphone pour les autres entretiens. Si une personne ne peut (ou ne veut) pas répondre, une autre personne du ménage peut le faire à sa place. L'échantillon est aréolaire. Les aires ont été constituées à partir des résultats du recensement de 1999 et ont une taille moyenne de 20 logements chacune. Au moment du tirage, on a utilisé une stratification par région et degré d'urbanisation. Chaque trimestre, environ 54 000 logements sont enquêtés. Ils sont renouvelés par sixième chaque trimestre.

Au final, les fichiers d'enquête comptent environ 75 000 personnes de 15 ans ou plus répondantes chaque trimestre, réparties dans 35 000 ménages.

2) DADS

La déclaration annuelle des données sociales (DADS) est une formalité obligatoire pour toutes les entreprises relevant du régime général et des collectivités publiques. Les DADS contiennent des informations détaillées sur la structure de la main-d'oeuvre, notamment le nombre d'heures et de jours travaillés et le total des salaires bruts versés à chaque catégorie de salarié (âge, qualification, sexe).

3) Ficus (fichier unifié de SUSE)

Le Système unifié de statistiques d'entreprises (SUSE) vise à constituer un ensemble complet et cohérent de données individuelles et statistiques sur les entreprises, par l'exploitation conjointe de deux sources principales d'information : l'une fiscale, qui constitue le "socle" du système et regroupe les déclarations de bénéfices des entreprises à la Direction Générale des Impôts (DGI), l'autre statistique, qui comprend les enquêtes annuelles d'entreprise (EAE). Suse permet ainsi la production de statistiques structurelles sur les entreprises françaises.

En effet, tous les ans, chaque entreprise est tenue d'adresser (en début d'année N+1) sa déclaration annuelle de bénéfice (au titre de l'année N) au centre des impôts dont elle relève. Les informations contenues dans ces déclarations sont plus ou moins détaillées selon le régime fiscal auquel l'entreprise est imposée : régime des Bénéfices Industriels et Commerciaux (BIC), des Bénéfices Non Commerciaux (BNC) ou des Bénéfices Agricoles (BA). Au sein de chacun de ces régimes, l'information fournie est plus ou moins fine selon la taille de l'entreprise. Les données sont enrichies, dans un deuxième temps, par les informations provenant de l'enquête annuelle d'entreprise. Ces informations sont collectées par l'Insee pour les secteurs du commerce et des services et par les ministères compétents pour les autres secteurs d'activité. Un tronc commun de données est collecté annuellement : données comptables, ventilation du chiffre d'affaires en branches, informations sectorielles diverses.

La base de données fiscales FICUS (Fichier unifié de SUSE) de l'INSEE contient les déclarations des entreprises relevant du régime fiscal, BIC ou BNC, du bénéfice réel (BIC-RN, BIC-RSI et BNC-DC). Cette base FICUS est enrichie des entreprises ayant opté pour un régime fiscal ultra-simplifié (micro-entreprises ou déclaratif spécial, ces entreprises ne déposant pas de déclaration, les principales données comptables sont estimées par l'INSEE). L'ensemble de ces deux bases couvre ainsi l'intégralité des entreprises ayant eu une activité économique dans l'année.

Annexe III. Description des données utilisées dans les DADS

Champ

L'étude s'intéresse à l'ensemble des établissements du secteur HCR susceptibles de bénéficier de l'aide, c'est-à-dire à l'ensemble du secteur, excepté les cantines (555A), les restaurants collectifs (555C), et les hébergements collectifs non touristiques (552F). Les établissements en question doivent comporter au moins un salarié ayant travaillé au moins une journée sur la période du 2^{ème} semestre 2003.

Durée du travail

Les DADS fournissent le nombre d'heures travaillées dans l'année. Il est également possible de repérer le nombre de jours travaillés chaque mois.

La **durée légale** du travail dans les HCR est plus élevée en moyenne que dans les autres secteurs. Elle dépend dans ce secteur, à la fois de la taille, du sous-secteur NAF, et des conventions collectives, ces dernières étant souvent fonction de la date de passage à une éventuelle réduction du temps de travail. Les DADS ne renseignent pas la durée légale du travail de l'établissement, ni d'ailleurs la date d'une éventuelle réduction du temps de travail. Il est donc nécessaire d'imputer empiriquement la durée légale de chaque établissement à partir des informations disponibles : code NAF, taille moyenne de l'établissement, durée des temps complets de l'établissement. Deux traitements sont ainsi effectués :

- pour les établissements employant au moins un salarié à temps complet, la durée légale du travail imputée correspond à la moyenne des durées travaillées par les salariés à temps complet de l'établissement ;
- pour les établissements n'employant que des temps partiel, on affecte, en fonction de leur code NAF et de leur taille (i.e. plus ou moins 20 salariés en moyenne sur l'année), la moyenne temps de travail observés pour les temps complet des établissements équivalents en terme de NAF et de taille.

Salaires

Concept : brut ou net ?

Les salariés du secteur HCR travaillent souvent à temps partiel (27%, cf. §1), et ont fréquemment des contrats courts (18% de CDD+contrats saisonniers en 2003). D'où la nécessité de travailler sur un salaire horaire (et non mensuel ou annuel). Comme cette étude se situe d'un point de vue de coût du travail de l'employeur, c'est la rémunération brute qui est exploitée. La variable de salaire à laquelle le texte fait référence par la suite correspond donc au salaire brut horaire « moyen » sur 2003, c'est-à-dire au total des rémunérations brutes perçues en 2003 divisées par le nombre d'heures effectuées la même année (donc hors cotisations patronales).

Comparaison avec le Smic horaire

On peut s'attendre à ce que la part des salariés rémunérés au niveau du Smic dans un établissement conditionne en partie sa demande d'accès à l'aide HCR. Cependant, les DADS ne permettent pas de repérer les salariés rémunérés exactement au niveau du Smic horaire. En effet, la rémunération brute figurant dans les DADS prend en compte des éléments de rémunération (primes, avantages nourriture, intéressement, etc.) qui ne sont pas compris dans l'assiette du Smic²⁵. On peut déjà estimer qu'en moyenne, au moins 5 % du salaire brut total correspond à des primes non incluses dans l'assiette du Smic (*Seguin, 2003*). Ainsi, dans notre échantillon, le premier décile de salaire brut horaire est à

²⁵ Par exemple, en 2002, un salarié sur 4 au Smic « officiel » gagne plus de 1,3 Smic horaire grâce à des compléments de salaires (*Premières Synthèses n°27.2, juillet 2006*).

7,37€/h, ce qui est déjà au-dessus du Smic horaire brut en vigueur sur l'année 2003 (7,01€/h²⁶), alors même que d'après la source Acemo, permettant des comparaisons avec le Smic « officiel », le secteur HCR comptait, en 2003, une proportion d'au moins 40 % de Smicards²⁷. Cet écart entre salaire brut horaire et Smic se retrouve quelque soit le secteur dans les DADS : même en se restreignant aux seuls ouvriers non qualifiés (rémunérés en grande partie sur la base d'un Smic), le 1^{er} décile de salaire horaire brut dans les DADS est déjà de 8,44 €/h²⁸. Ainsi, sans informations supplémentaires, il nous est difficile de comparer les rémunérations horaires issues des DADS avec le Smic horaire en vigueur. Ceci sera fait uniquement dans le cas du calcul des allègements de charge (cf. infra).

Quels « bas salaires » ?

Déterminer la proportion exacte de salariés rémunérés au Smic n'est pas fondamental pour notre étude. L'important est de définir un intervalle que l'on pourra qualifier de « bas salaires ». Dans la littérature, on assimile souvent les salaires horaires inférieurs à 1,3 Smic à des « bas salaires ». Dans notre étude, on se réfère arbitrairement, pour définir les « bas salaires », au 1^{er} quartile de salaires (7,9 €/h dans les DADS).

Le Smic hôtelier, toujours en vigueur dans le secteur HCR en 2003, et inférieur d'environ 5,7 % au Smic (après soustraction des avantages en nature²⁹) ne peut pas être repéré, étant donné qu'on ne peut repérer les salariés rémunérés au plus au Smic dans les DADS. **Il est cependant possible d'approcher ces salariés rémunérés au Smic hôtelier en considérant les « très bas salaires », c'est-à-dire par exemple en s'intéressant aux 15 % des salariés les moins bien payés.**

Part d'allègements de charge sociales

Il est nécessaire de tenir compte également des allègements de cotisations sociales patronales dont bénéficient les établissements. En effet, les comportements d'embauche sont impactés par la quantité d'allègements dont bénéficie une entreprise : plus cette part est grande, plus le coût d'une unité de travail est faible, et plus l'entreprise pourrait être incitée à embaucher (ou à accroître le temps de travail de ses salariés). Les allègements de charge pourraient ainsi être vus comme une incitation financière à laquelle viendrait s'ajouter l'aide spécifique HCR.

Pour chaque salarié, l'allègement de charge est estimé à partir de son salaire brut mensuel ou horaire. Jusqu'en juillet 2003, les allègements de charge dépendent entre autre de la date à laquelle l'entreprise a réduit son temps de travail. La plupart des établissements du secteur HCR, bien que n'étant généralement pas passés aux 35 heures, ont toutefois souvent réduit leur durée légale hebdomadaire, à divers degrés selon qu'elles comptaient plus ou moins de 20 salariés³⁰. Cette étude nécessite davantage d'avoir un ordre de grandeur de la part d'allègement que d'un calcul précis de celle-ci. On attribue ainsi simplement à toutes les entreprises du secteur le comportement majoritaire en terme de réduction du temps de travail, c'est-à-dire qu'on suppose que les entreprises ayant réduit leur temps de travail l'ont fait en 2002 (ce qui correspond à environ 70% des établissements d'après la source « base des conventions RTT Dares-Urssaf »), et que celles-ci ont donc eu droit à l'allègement Aubry II. Pour les autres, i.e. celles n'ayant pas réduit leur temps de travail, on leur applique l'allègement Robien. Les allègements Aubry II et Robien sont calculés sur la base du salaire brut mensuel. A partir de juillet 2003, c'est l'allègement Fillon qui s'applique pour l'ensemble des entreprises, sur la base du salaire brut horaire.

Temps de travail

On distingue les salariés travaillant à temps partiel de ceux travaillant à temps complet. Cette variable est directement utilisable dans les DADS. Elle qualifie un poste comme temps complet en se basant

26 Il s'agit de la moyenne des Smics horaires en vigueur au 1er juillet 2002 et au 1er juillet 2003, soit $0,5 * (6,83 + 7,19) = 7,01$ €/h.

27 Pour le secteur HCR, on ne dispose de cette proportion qu'à partir de 2004, où elle est, au 1er juillet, de 50 %. Entre 2003 et 2004, la revalorisation du Smic ayant été très importante (+5,8 %), il en résulte une augmentation de la proportion de Smicards en 2004, d'où une estimation de Smicards HCR en 2003 inférieure à 50 %. (source : « Les bénéficiaires de la revalorisation du Smic et des garanties mensuelles au 1^{er} juillet 2004 », *Premières Informations* n°26.1, Dares, juin 2005).

28 « Les salaires dans l'industrie, le commerce et les services en 2003 », Insee Résultats, 2003.

Les avantages en nature représentent environ 72 €/par mois. Cf. *Liaisons sociales* n°8396 du 03/07/2003.

30 A 30 heures pour les >20 salariés, et à 41 heures pour les autres. Cf. liaisons sociales

sur une borne du nombre d'heures par jour, qui dépend du secteur d'activité en NES 36 et de la taille de l'établissement. Cette borne est recalculée tous les ans.

Convention pour les effectifs pris en compte

Plusieurs concepts peuvent être adoptés pour approcher la taille d'un établissement :

- le nombre de salariés dans l'établissement à une date donnée : ce chiffre à l'inconvénient de dépendre d'une date. Or HCR comporte de nombreux établissements saisonniers, ouverts par exemple uniquement pendant l'été. Il n'est donc pas opportun de se restreindre à une date de mesure.
- le nombre moyen de salariés ayant travaillé dans l'établissement en 2003. L'inconvénient est que cette variable n'est renseignée dans les DADS que pour les postes dits « non annexes »³¹. Or les postes « annexes » nous intéressent pour cette étude.
- le nombre total de salariés ayant travaillé au moins une journée en 2003 : c'est en fait le nombre de postes cumulés en 2003 par l'entreprise. L'avantage de ce concept est qu'il tient compte de tous les types de postes de l'entreprise, à tous les moments de l'année. L'inconvénient est qu'il peut traduire, en plus d'un effet taille, un effet de rotation de la main d'œuvre. Ainsi il peut exister des établissements de faible taille moyenne mais ayant connu un cumul élevé de postes en 2003, à cause d'un fort taux de rotation de main d'œuvre. Malgré tout cette variable peut constituer un bon proxy de la taille.
- le nombre d'heures totales salariées travaillées dans un établissement en 2003.

C'est le concept de **postes cumulés** qui a été retenu pour l'étude.

Caractère saisonnier de l'établissement (donnée SIRENE)

Une activité est dite saisonnière si chaque année l'établissement cesse totalement ses activités pendant plus de trois mois consécutifs.

³¹ Dans les DADS, les postes « non annexes » correspondent aux postes où le volume de travail associé n'est pas trop faible (critère calculé en fonction de la rémunération, du nombre d'heures salariées et de la durée d'emploi).

Annexe IV. Modélisation de l'impact de la perception de l'aide en 2004 sur le taux de croissance des heures travaillées entre 2003 et 2005

1) Modèle d'estimation simultanée (Heckman (1978))

	moins de 5		de 5 à 9		10 ou plus		
	coef	signif.	odds ratio	signif.	odds ratio	signif.	
Equation (1) : Taux de croissance des heures travaillées entre 2003 et 2005							
constante	-0,06	ns	-0,08	ns	-0,03	ns	
Perception de l'aide HCR en 2004	0,24	ns	0,00	ns	-0,06	ns	
Code NAF de l'établissement (ref=hôtel touristique avec restaurant)							
Hôtel touristique sans restaurant	0,07	**	0,08	***	0,04	***	
Autre Hôtel	0,04	ns	0,02	ns	-0,11	**	
Auberge de jeunesse et refuge	-0,11	ns	-0,04	ns	-0,08	ns	
Camping	0,16	**	0,10	***	0,02	ns	
Autre hébergement touristique	0,09	ns	0,03	ns	-0,07	**	
Restauration traditionnelle	-0,02	ns	0,00	ns	-0,01	**	
Restauration rapide	0,01	ns	0,01	ns	0,00	ns	
Café tabac	0,01	ns	0,03	*	-0,02	ns	
Débit de boissons	-0,01	ns	0,01	ns	0,00	ns	
Discothèque	0,15	*	-0,01	ns	-0,07	***	
Traiteur	0,07	ns	0,05	ns	-0,01	ns	
Caractère saisonnier de l'établissement	0,08	**	0,04	*	0,01	ns	
% salaires de la 1ère tranche (proxy du Smic hôt.)	-0,11	***	-0,05	***	-0,05	***	
% salaires de la 2ème tranche (proxy du Smic)	-0,11	***	-0,03	ns	0,00	ns	
% de postes à temps partiel	0,20	***	0,10	***	0,04	***	
Nombre de postes cumulés en 2003 (en log)	-0,14	***	0,00	ns	0,01	*	
Taux de croissances des heures travaillées entre 2002 et 2003*	0,004	***	0,002	**	0,00	ns	
Variation croisée des postes et des heures entre 2002 et 2003** (ref=hausse conjointe des deux variables)							
établissement créé en 2003	0,82	***	0,31	***	0,13	***	
baisse conjointe des postes et des heures	0,14	***	0,01	ns	-0,03	***	
baisse des postes et hausse des heures	-0,05	***	-0,05	***	-0,01	***	
hausse des postes et baisse des heures	0,19	***	0,05	***	0,01	*	
% moins de 30 ans	0,12	***	0,07	***	0,05	***	
% femmes	-0,03	*	0,00	ns	-0,01	ns	
Zone géographique (ref=Région parisienne)							
Bassin parisien	-0,08	**	-0,03	*	0,00	ns	
Nord	-0,06	***	-0,02	ns	-0,01	ns	
Est	-0,08	*	-0,04	**	0,00	ns	
Ouest	-0,06	ns	-0,04	*	-0,01	**	
Sud-Ouest	-0,05	*	0,00	ns	0,00	ns	
Centre-Est	-0,06	ns	-0,03	ns	0,00	ns	
Méditerranée	-0,06	**	-0,03	**	-0,02	***	
Equation (2) : Probabilité de recours à l'aide (probit)							
constante	-0,08	***	0,25	**	0,16	***	
Code NAF de l'établissement (ref=hôtel touristique avec restaurant)							
Hôtel touristique sans restaurant	-0,02	ns	-0,10	**	-0,03	ns	
Autre Hôtel	-0,63	***	-0,88	***	-0,99	***	
Auberge de jeunesse et refuge	-1,13	***	-1,79	***	-2,28	***	
Camping	-0,51	***	-0,79	***	-0,97	***	
Autre hébergement touristique	-0,93	***	-1,14	***	-1,83	***	
Restauration traditionnelle	0,09	***	0,07	**	0,02	ns	
Restauration rapide	-0,20	***	-0,31	***	-0,14	***	
Café tabac	0,29	***	0,12	**	0,02	ns	
Débit de boissons	0,02	ns	-0,05	ns	-0,25	***	
Discothèque	-0,43	***	-0,44	***	-0,74	***	
Traiteur	-0,63	***	-0,96	***	-0,78	***	
Caractère saisonnier de l'établissement	-0,20	***	-0,34	***	-0,26	***	
% salaires de la 1ère tranche (proxy du Smic hôt.)	-0,03	*	-0,28	***	-0,46	***	
% salaires de la 2ème tranche (proxy du Smic)	0,13	***	0,08	ns	0,29	***	
% de postes à temps partiel	-0,21	***	-0,37	***	-0,39	***	
Nombre de postes cumulés en 2003 (en log)	0,34	***	0,24	***	0,27	***	
Variation croisée des postes et des heures entre 2002 et 2003* (ref=hausse conjointe des deux variables)							
établissement créé en 2003	-0,15	***	-0,20	***	-0,19	***	
baisse conjointe des postes et des heures	-0,09	***	-0,16	***	-0,09	**	
baisse des postes et hausse des heures	0,10	***	0,08	***	0,16	***	
hausse des postes et baisse des heures	-0,16	***	-0,15	***	-0,17	***	
% moins de 30 ans	-0,04	**	-0,12	***	0,06	ns	
% femmes	0,14	***	0,21	***	0,20	***	
Zone géographique (ref=Région parisienne)							
Bassin parisien	0,27	***	0,38	***	0,26	***	
Nord	0,07	**	0,09	*	0,20	***	
Est	0,40	***	0,37	***	0,37	***	
Ouest	0,41	***	0,44	***	0,33	***	
Sud-Ouest	0,19	***	0,29	***	0,24	***	
Centre-Est	0,31	***	0,35	***	0,30	***	
Méditerranée	0,19	***	0,18	***	0,15	***	
Corrélation entre les équations (1) et (2)	rho	-0,08	ns	0,12	ns	0,28	***

Champ : établissements HCR dont les secteurs d'activités sont éligibles à l'aide, présents en 2003 et en 2005, à l'exclusion de ceux n'ayant pas perçu l'aide en 2004 mais l'ayant perçue en 2005.

Les établissements déclarant des variations aberrantes de leurs heures rémunérées (au-delà de +300% sur 2 ans) sont également exclus (moins de 4% des établissements).

Source : Dads 2003 et 2005

2) Modèle MCO

	moins de 5		de 5 à 9		10 ou plus	
	coef	signif.	odds ratio	signif.	odds ratio	signif.
Equation : Taux de croissance des heures travaillées entre 2003 et 2005						
constante	-0,01	ns	-0,14	***	-0,12	***
Perception de l'aide HCR en 2004	0,13	***	0,09	***	0,08	***
Code NAF de l'établissement (ref=hôtel touristique avec restaurant)						
Hôtel touristique sans restaurant	0,07	**	0,09	***	0,04	***
Autre Hôtel	0,01	ns	0,04	ns	-0,06	ns
Auberge de jeunesse et refuge	-0,15	ns	0,01	ns	0,02	ns
Camping	0,14	***	0,13	***	0,06	***
Autre hébergement touristique	0,05	*	0,06	***	0,01	ns
Restauration traditionnelle	-0,01	ns	0,00	ns	-0,01	**
Restauration rapide	0,01	ns	0,02	ns	0,00	ns
Café tabac	0,02	ns	0,03	ns	-0,02	ns
Débit de boissons	-0,01	ns	0,01	ns	0,00	ns
Discothèque	0,13	**	0,01	ns	-0,04	***
Traiteur	0,04	ns	0,09	***	0,02	*
Caractère saisonnier de l'établissement	0,08	***	0,05	***	0,02	**
% salaires de la 1ère tranche (proxy du Smic hôt.)	-0,11	***	-0,04	***	-0,03	***
% salaires de la 2ème tranche (proxy du Smic)	-0,10	***	-0,03	*	-0,01	ns
% de postes à temps partiel	0,19	***	0,11	***	0,06	***
Nombre de postes cumulés en 2003 (en log)	-0,12	***	-0,01	ns	0,00	ns
Taux de croissances des heures travaillées entre 2002 et 2003*	0,004	***	0,002	**	0,00	ns
Variation croisée des postes et des heures entre 2002 et 2003** (ref=hausse conjointe des deux variables)						
établissement créé en 2003	0,82	***	0,32	***	0,14	***
baisse conjointe des postes et des heures	0,14	***	0,01	ns	-0,02	***
baisse des postes et hausse des heures	-0,05	***	-0,05	***	-0,02	***
hausse des postes et baisse des heures	0,18	***	0,05	***	0,02	***
% moins de 30 ans	0,12	***	0,08	***	0,05	***
% femmes	-0,03	**	-0,01	ns	-0,02	**
Zone géographique (ref=Région parisienne)						
Bassin parisien	-0,07	***	-0,04	***	-0,01	*
Nord	-0,06	***	-0,03	ns	-0,02	**
Est	-0,07	***	-0,05	***	-0,01	**
Ouest	-0,04	**	-0,05	***	-0,03	***
Sud-Ouest	-0,04	**	-0,01	ns	-0,01	*
Centre-Est	-0,04	***	-0,04	***	-0,01	*
Méditerranée	-0,05	***	-0,03	***	-0,02	***

Niveau de significativité : *** = 1% ; ** = 5% ; * = 10%.

* Variable disponible uniquement pour les établissements présents en 2002

** La "hausse" des postes ou des heures correspond à une définition large ici (hausse=variation positive ou nulle), tandis que la "baisse" est prise dans sa définition stricte.

Champ : établissements HCR dont les secteurs d'activités sont éligibles à l'aide, présents en 2003 et en 2005, à l'exclusion de ceux n'ayant pas perçu l'aide en 2004 mais l'ayant perçue en 2005.

Les établissements déclarant des variations aberrantes de leurs heures rémunérées (au-delà de +300% sur 2 ans) sont également exclus (moins de 4% des établissements).

Source : Dads 2003 et 2005

Annexe V. Calcul des fonctions de coûts et de salaires du cas-type

Hypothèses

1. Entreprises pour lesquelles la durée légale du travail hebdomadaire est **39 heures**, i.e. **entreprises de 20 salariés au plus**. 82% des établissements dans le secteur HCR sont dans ce cas de figure (graphique 2).
2. Salarié rémunéré au Smic horaire en vigueur au 1^{er} juillet 2004, soit **7,61€ brut par heure**.
3. Concernant le Smic hôtelier, la déduction pour avantage en nature nourriture se fait sur la base d'un montant forfaitaire de **3€ par repas**.
4. Les entreprises de restauration hôtelière sont tenues de nourrir gratuitement leur personnel : 2 repas par jour de travail ; 1e repas par demi-journée de 5 heures de travail.
5. Cet avantage en nature est calculé selon les règles fixées par l'arrêté du 10 décembre 2002 modifié par arrêté du 28 avril 2003.
6. Au janvier 2004, cet avantage est évalué à une fois le minimum garanti par repas, soit 3 € quel que soit le niveau de rémunération de l'intéressé.
7. Pas de prise en compte d'hébergement.
8. Déduction de la valeur de la demi-nourriture dans le salaire (système en vigueur jusqu'au 1^{er} janvier 2005)
9. Part des cotisations sociales supportées par le salarié : 21,2 % de son salaire brut
10. Part des cotisations sociales supportées par l'employeur: 43,5 % du salaire brut versé au salarié
11. Taux d'allègements de charges au niveau du Smic : 26 % (aide Fillon pour les entreprises ayant réduit leur temps de travail (loi « Aubry II »))

Notations :

ω désigne le salaire brut horaire

T désigne le nombre d'heures de travail effectuées par mois

α désigne le montant forfaitaire de l'avantage en nature

n désigne le nombre de repas par mois pris par le salarié à la charge de l'employeur

δ désigne le taux de cotisations sociales à la charge du salarié

γ désigne le taux de cotisations sociales à la charge de l'employeur

ε désigne le taux d'allègements de charges (mesures Aubry-Fillon)

W désigne le salaire perçu par l'employé

Fonctions de salaires :

1. Salaire net au Smic de droit commun

$$W \text{ net} = \omega T(1 - \delta)$$

Application à l'exemple retenu : **W net = 6,0T**

2. Salaire net au Smic hôtelier

$$W \text{ net} = \omega T(1 - \delta) - 0,5 \alpha n$$

Application à l'exemple retenu : **W net = 6,0T - 1,5n**

Fonctions de coûts :

1. Coût pour un salarié sans déduction d'avantage en nature (Smic de droit commun), sans l'aide

$$C(T) = (1 + \gamma) * \omega T - \varepsilon * \omega T$$

$$C(T) = (1 + \gamma - 0,26) * \omega T$$

Application à l'exemple retenu : $C(T) = 8,9T$

2. Coût pour un salarié avec déduction d'avantage en nature (hors cotisations sur l'avantage en nature)

$$C(T) = (1 + \gamma) * \omega T - \varepsilon * \omega T - 0,5 \alpha n$$

$$C(T) = (1 + \gamma - 0,26) * \omega T - 0,5 * \alpha n$$

Application à l'exemple retenu : $C(T) = 8,9T - 1,5n$

3. Coût pour un salarié sans déduction d'avantage en nature (Smic de droit commun), avec l'aide

$$C(T) = (1 + \gamma) * \omega T - \varepsilon * \omega T - 114,40 * \frac{T}{169}$$

$$C(T) = (1 + \gamma - 0,26) * \omega T - 114,40 * \frac{T}{169}$$

Application à l'exemple retenu : $C(T) = 8,3T$

Annexe VI. Evolution de la productivité horaire en fonction du temps et de la demande de l'aide

	Coefficient	signif.
Constante	55,51	***
Indicatrice temps	-2,78	***
Indicatrice aide	0,49	ns
Indicatrice aide X indicatrice temps	-2,56	***
Code NAF de l'établissement (ref=hôtel touristique avec restaurant)		***
Hôtel touristique sans restaurant	-5,20	***
Autre Hôtel	-5,03	**
Auberge de jeunesse et refuge	-13,88	**
Camping	-8,52	***
Autre hébergement touristique	-4,83	***
Restauration traditionnelle	-1,42	***
Restauration rapide	-3,69	***
Café tabac	-4,34	***
Débit de boissons	-3,29	***
Discothèque	-5,92	***
Traiteur	-4,07	***
Caractère saisonnier de l'établissement	-5,08	***
% salaires de la 1ère tranche (proxy du Smic hôt,)	-0,32	ns
% salaires de la 2ème tranche (proxy du Smic)	-1,69	**
% de postes à temps partiel	-3,44	***
Nombre de postes cumulés en 2003 (en log)	4,38	***
Nombre d'heures de travail en 2003 (log)	-6,15	***
% moins de 30 ans	1,79	***
Zone géographique (ref=Région parisienne)		
Bassin parisien	6,43	***
Nord	5,78	***
Est	4,37	***
Ouest	5,42	***
Sud-Ouest	2,24	***
Centre-Est	2,22	***
Méditerranée	1,12	**

Champ : Entreprises dont les secteurs d'activités sont éligibles à l'aide HCR, exerçant une activité depuis 2002, à l'exclusion de ceux n'ayant pas perçu l'aide en 2004 mais l'ayant perçue en 2005.

Source : Dads 2003 et 2005, Ficus de 2002 à 2005

- N° 1 *La négociation salariale de branche entre 1985 et 1993*, par Olivier BARRAT (DARES), septembre 1994.
- N° 2 *Créations et suppressions d'emplois en France. Une étude sur la période 1984-1992*, par S. LAGARDE (INSEE), E. MAURIN (DARES), C. TORELLI (INSEE), octobre 1994.
- N° 3 *L'impact du coût sur la substitution capital-travail*, par Ferhat MIHOUBI (DARES), novembre 1994.
- N° 4 *Éducation, expérience et salaire. Tendances et évolutions de long terme*, par D. GOUX (INSEE) et Eric MAURIN (DARES), novembre 1994.
- N° 5 *Origine sociale et destinée scolaire. L'inégalité des chances devant l'enseignement à travers les enquêtes FQP 1970, 1977, 1985 et 1993*, par D. GOUX (INSEE) et Eric MAURIN (DARES), décembre 1994.
- N° 6 *Perception et vécu des professions en relation avec la clientèle*, par Sabine GUYOT et Valérie PEZET (Institut pour l'amélioration des conditions de travail), déc. 1994.
- N° 7 *Collectifs, conflits et coopération dans l'entreprise*, par Thomas COUTROT (DARES), février 1995.
- N° 8 *Comparaison entre les établissements des PME des grandes entreprises à partir de l'enquête RÉPONSE*, par Anna MALAN (DARES) et Patrick ZOUARY (ISMA), septembre 1996.
- N° 9 *Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : une approche sur données d'entreprises*, par Gilbert CETTE et Élisabeth KREMP (Banque de France), novembre 1996.
- N° 10 *Les rythmes de travail*, par Michel CÉZARD et Lydie VINK (DARES), décembre 1996.
- N° 11 *Le programme d'entretien auprès des 900 000 chômeurs de longue durée - Bilan d'évaluation*, par Marie RUAULT et René-Paul ARLANDIS (DARES), mars 1997.
- N° 12 *Créations et suppressions d'emplois et flux de main-d'oeuvre dans les établissements de 50 salariés et plus*, par Marianne CHAMBAIN et Ferhat MIHOUBI (DARES), avril 1997.
- N° 13 *Quel est l'impact du commerce extérieur sur la productivité et l'emploi ? Une analyse comparée des cas de la France, de l'Allemagne et des États-Unis*, par Olivier CORTES et Sébastien JEAN (CEPII), mai 1997.
- N° 14 *Bilan statistique de la formation professionnelle en 1995-1996* - DARES, mai 1997.
- N° 15 *Les bas salaires en France 1983-1997*, par Pierre CONCIALDI (IRES) et Sophie PONTHEUX (DARES), octobre 1997.
- N° 16 *Les jeunes en difficulté à travers le réseau des missions locales et des PAIO entre 1994 et 1996 - Résultats du panel TERSUD de 1997*, DARES et DIJ, janvier 1998.
- N° 17 *L'impact macro-économique d'une politique de RTT : l'approche par les modèles macro-économiques*, DARES (Mission analyse économique), SEMEF-BDF, OFCE, janvier 1998.
- N° 18 *L'opinion des Français face au chômage dans les années 80-90*, par Jacques CAPDEVIELLE et Arlette FAUGERES (CEVIPOF), janv. 1998.
- N° 19 *Intéressement et salaires : Complémentarité ou substitution ?* par Sylvie MABILE, DARES, mars 1998.
- N° 20 *L'impact économique de l'immigration sur les pays et régions d'accueil : modèles et méthodes d'analyse*, par Hubert JAYET, Université des sciences et technologies de Lille I, avril 1998.
- N° 21 *Analyse structurelle des processus de création et de suppression d'emplois*, par Frédéric KARAMÉ et Ferhat MIHOUBI, DARES, juin 1998.
- N° 22 *Quelles place pour les femmes dans les dispositifs de la politique de l'emploi entre 1992 et 1996 ?*, par Franck PIOT, DARES, août 1998.
- N° 23 *Deux années d'application du dispositif d'incitation à la réduction collective du temps de travail*, par Lionel DOISNEAU, DARES, sept. 1998.
- N° 24 *Le programme « Nouveaux services-Emplois jeunes », d'octobre 1997 à octobre 1998*, par Françoise BOUYGARD, Marie-Christine COMBES, Didier GÉLOT, Carole KISSOUN, DARES, novembre 1998.
- N° 25 *Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale*, par Sandrine DUCHÈNE et Alain JACQUOT, DARES et INSEE, mars 1999.
- N° 26 *Stratégies concurrentielles et comportements d'emploi dans les PME - Un état de la littérature*, par Philippe TROUVÉ, avril 1999.
- N° 27 *Effets sur les trajectoires des chômeurs d'un passage dans deux dispositifs de politique d'emploi (CES-SIFE), Rapport final pour la convention du 15/06/98 (n° 98020) passée entre le Gréquam et la Dares*, Christelle BARAILLER, mai 1999.
- N° 28 *Les inégalités salariales entre hommes et femmes dans les années 90*, par Dominique MEURS et Sophie PONTHEUX, ERMES- Paris II et DARES, juin 1999.
- N° 29 *Les allocataires du RMI et l'emploi*, par Dominique ARNOUT (Rapport de stage), juin 1999.
- N° 30 *Les stratégies des entreprises face à la réduction du temps de travail*, par Anne-Lise AUCOUTURIER, Thomas COUTROT (DARES) et Étienne DEBAUCHE (Université Paris X-Nanterre), septembre 1999.
- N° 31 *Le mandatement dans le cadre de la loi du 13 juin 1998*, par Christian DUFOUR, Adelheid HEGE, Catherine VINCENT et Mouna VIPREY (IRES), octobre 1999.
- N° 32 *L'effort financier des collectivités locales dans la lutte contre le chômage et pour l'aide à l'emploi*, par Jacques ABEN, Paul ALLIES, Mohammad-Saïd DARVICHE, Mohammed DJOULDEM, Muriel FROEHLICH, Luis DE LA TORRE, octobre 1999.
- N° 33 *La dynamique asymétrique des flux de création et de suppression d'emplois : une analyse pour la France et les États-Unis*, par Frédéric KARAMÉ (DARES), nov. 1999.
- N° 34 *Évaluation d'une mesure de politique pour l'emploi : la convention de conversion*, par Marc WEIBEL (rapport de stage), janvier 2000.
- N° 35 *Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail*, par Murielle FIOLE, Vladimir PASSERON et Muriel ROGER, janvier 2000.
- N° 36 *La durée annuelle et l'aménagement du temps de travail en 1994*, par Annie DELORT et Valérie LE CORRE, février 2000.
- N° 37 *Analyse des premiers accords conventionnés de passage à 35 heures - Étude monographique de 12 accords*, par Pierre BOISARD et Jérôme PELISSE, février 2000.
- N° 38 *Syndrome, miracle, modèle polder et autres spécificités néerlandaises : quels enseignements pour l'emploi en France ?*, par Sébastien JEAN (CEPII), août 2000.
- N° 39 *La mise en œuvre de la formation dans les contrats de qualification - Rapport final*, par Marie-Christine COMBES (GPI-MIS), octobre 2000.
- N° 40 *L'impact du développement des services sur les formes du travail et de l'emploi - Rapport final pour la Dares* -, par Christian du TERTRE et Pascal UGHETTO (IRIS-Université Paris-IX-Dauphine), novembre 2000.
- N° 41 *Le suivi du plan social par l'employeur au service de l'amélioration du processus décisionnel : l'apport de trois études de cas*, par Christophe CORNOLT, Yves MOULIN et Géraldine SCHMIDT (Université Nancy II), février 2001.
- N° 42 *L'impact des marchés financiers sur la gestion des ressources humaines : une enquête exportatrice auprès des grandes entreprises françaises*, par Sabine MONTAGNE et Catherine SAUVIAT (IRES), mars 2001.
- N° 43 *L'impact du traitement des activités occasionnelles sur les dynamiques d'emploi et de chômage (Convention d'étude Dares-Ires)*, par Hervé HUYGHUES DESPOINTES, Florence LEFRESNE et Carole TUCHSZIRER, mars 2001.
- N° 44 *L'adaptation des marchés du travail à l'évolution des systèmes de retraite*, par Antoine BOMMIER, Thierry MAGNAC et Muriel ROGER, avril 2001.
- N° 45 *Étude de la démographie des organismes de formation continue*, par Isabelle BAUDEQUIN, Annie CHANUT, Alexandre MELIVA (DARES et CEREQ), juin 2001.
- N° 46 *L'évolution des sorties d'emploi vers la retraite et la préretraite. Une approche par métiers*, par Agnès TOPIOL (DARES), juillet 2001.
- N° 47 *Prospective des métiers à l'horizon 2010 : une approche par familles d'activité professionnelles*, par Agnès TOPIOL (DARES), juin 2001.
- N° 48 *L'évolution des sorties d'emploi vers la retraite et la préretraite*, juillet 2001.
- N° 49 *L'information statistique sur la participation des entreprises à la formation continue : état des lieux et évolutions possibles*, août 2001.
- N° 50 *Base de données des comptes sociaux des entreprises commerciales (fichiers DIANE). Panel DIANE/UNEDIC, période 1991-1999*, par Anne SAINT-MARTIN (DARES), janvier 2002.
- N° 51 *Dynamique des métiers et usage de l'informatique : une approche descriptive*, par Thomas COUTROT (DARES) et Jennifer SIROTEAU, février 2002.
- N° 52 *Licenciements et marchés financiers : les illégitimités de la convention financière*, par Tristan BOYER (FORUM), avril 2002.
- N° 53 *Mécanisme du plan de licenciement : déconstruction d'argumentaires économiques de projets de licenciements*, par Tristan BOYER (FORUM), avril 2002.
- N° 54 *À la recherche du temps gagné : des salariés face aux 35 heures*, par Jérôme PELISSE (CEE), mai 2002.
- N° 55 *La réduction du temps de travail en Lorraine : enjeux, négociations et pratiques des entreprises*, par Lionel JACQUOT (LASTES) et Nora SETTI (GREE), avril 2002.
- N° 56 *Principaux résultats de l'enquête RTT et modes de vie*, par Marc-Antoine ESTRADE et Dominique MEDA (DARES), mai 2002.
- N° 57 *Enquête passages : projets, attitudes, stratégies et accords liés à la généralisation des 35 heures - Guide méthodologique et analyse préliminaires*, par Mathieu BUNEL, juillet 2002.
- N° 58 *Cohésion sociale, emploi et compétitivité : éléments pour un débat*, par Rachel BEAUJOLIN-BELLET, Marc-Antoine ESTRADE, Jean-Yves KERBOUC'H, Tristan KLEIN, Frédéric LERAI, Dominique MEDA, Anne SAINT-MARTIN, Frédéric TRIMOUILLE (DARES), août 2002.
- N° 59 *La politique de l'emploi au prisme des territoires*, par Thierry BERTHET, Philippe CUNTIGH (CERVL-CEREQ) et Christophe GUITTON (DARES), septembre 2002.
- N° 60 *Comparaison internationales de durée et de productivité*, par Odile CHAGNY et Mireille BRUYERE (Observatoire Français des Conjonctures Économiques), sept. 2002.
- N° 61 *L'effet des 35 heures sur la durée du travail des salariés à temps partiel*, par Aline OLIVEIRA (ENSAE) et Valérie ULRICH (DARES), sept. 2002.
- N° 62 *Les effets du dispositif d'intéressement sur l'insertion au marché du travail des bénéficiaires de l'allocation chômage*, par Nadia ALIBAY et Arnaud LEFRANC (Université de Cergy-Pontoise), octobre 2002.
- N° 63 *Normes d'emploi et marché du travail dans les métiers liés aux technologies de l'information*, par Yannick FONDEUR et Catherine SAUVIAT (DARES), nov. 2002.
- N° 64 *Enquête « RÉPONSE » 1998 - Questionnaire « Représentants du personnel » - De la participation au conflit*, par Daniel FURJOT (DARES), déc. 2002.
- N° 65 *Développement et dialogue social - Les TPE face aux 35 heures*, par Pascal CHARPENTIER (CNAM) et Benoît LEPLÉY (GIP-MIS), janvier 2003.
- N° 66 *La mobilité professionnelle et salariale des salariés âgés analysée à travers les DADS*, par Frédéric LAINÉ, mars 2003.
- N° 67 *Un indicateur régional d'évolution mensuelle d'emploi dans les établissements de 50 salariés ou plus*, par Magda TOMASINI, avril 2003.
- N° 68 *La réorganisation du travail et son impact sur les performances des entreprises industrielles : une analyse sur données françaises 1995-1999*, par Véronique JANOD et Anne Saint-Martin, avril 2003.
- N° 69 *Discrimination et emploi : revue de la littérature*, par Hélène GARNER-MOYER, mai 2003.
- N° 70 *Impact du traitement des activités occasionnelles sur les dynamiques d'emploi et de chômage - 2ème partie Espagne - Italie*, par Florence LEFRESNE (IRES) et Carole TUCHSZIRER (IRES), mai 2003.
- N° 71 *Souplesse et sécurité de l'emploi : Orientations d'études et de recherches à moyen terme*, coordination par Carole Yerochewski, juin 2003.
- N° 72 *Séries de données sur les mouvements de main-d'oeuvre 1996-2001*, par Lucile Richet-Mastain, juillet 2003.
- N° 73 *35 heures et mise en oeuvre des dispositifs de modulation/annualisation dans les enquêtes REPONSE et PASSAGES*, par Matthieu Bunel, août 2003
- N° 74 *Le licenciement pour motif personnel : une catégorie juridique aux contours flous et difficiles à cerner par les statistiques administratives*, par Maria-Teresa Pignoni et Patrick Zouary (Si2S), octobre 2003
- N° 75 *Plan national d'action pour l'emploi 2003. Annexe statistique. Indicateurs de suivi et d'évaluation*, coordination Christine Charpail et Norbert Holcblat, octobre 2003.
- N° 76 *Les estimations mensuelles d'emploi salarié dans le secteur concurrentiel*, par Raphaël Cancé, octobre 2003.

- N° 77 *Les déterminants du jugement des salariés sur la RTT*, par Gilbert CETTE (CEDERS), Nicolas DROMEL (GREQAM) et Dominique Méda (DARES), novembre 2003.
- N° 78 *Trajectoires passées par un emploi à bas salaire. Une étude à partir du panel européen des ménages*, par Bertrand LHOMMEAU (DARES), novembre 2003.
- N° 79 *Evaluation des statistiques administratives sur les conflits du travail*, par Delphine BROCHARD (MATISSE-CNRS), novembre 2003.
- N° 80 *Les disparités de rémunération entre hommes et femmes : la situation de quatre branches professionnelles*, par Fathi FAKHFAKH (Université Paris II - ERMES), Séverine LEMIERE (Université du Littoral - MATISSE), Marie-Pierre MERLATEAU (Université Paris II - ERMES) et Dominique MEURS (Université Paris II - ERMES), janvier 2004.
- N° 81 *Arbitrage entre flexibilité interne et flexibilité externe : une analyse empirique*, par Matthieu BUNEL (IREGE - Université de Savoie), mai 2004.
- N° 82 *Dossier Age et emploi : synthèse des principales données sur l'emploi des seniors*, coordination Frédéric LERAIS et Pierre MARIONI, mai 2004.
- N° 83 *La contribution des femmes à la performance* : une revue de la littérature, par Sophie LANDRIEUX-KARTOCHIAN (Université Paris I - Panthéon Sorbonne, CERGORS), octobre 2004.
- N° 84 *En 2002, l'insertion des jeunes dans l'emploi se fait plus ou moins lentement selon les pays européens*, par François BRUNET, octobre 2004.
- N° 85 *Etude de qualité sur le questionnement relatif au temps de travail dans les enquêtes Acemo*, par l'ENSAE Junior Etudes, octobre 2004.
- N° 86 *Les processus de mise en oeuvre de l'offre de formation Unédic dans le cadre du PARE* (plan d'aide au retour à l'emploi), par Florence LEFRESNE et Carole TUCHSZI RER (IRES), avec la collaboration statistique de Hervé Huyghues Despointes, octobre 2004.
- N° 87 *Quels effets de la négociation salariale d'entreprise sur l'évolution des salaires entre 1999 et 2001 ?*, par Abdenor BRAHAMI et Catherine DANIEL, novembre 2004.
- N° 88 *Plan national d'action pour l'emploi 2004. Annexe statistique. Indicateurs de suivi et d'évaluation*, coordination Christine Charpail, novembre 2004.
- N° 89 *Les expositions aux risques professionnels par secteur d'activités - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, S. HAMON-CHOLET, D. WALTISPERGER (Dares) et E. YILMAZ (stagiaire du DESS «Techniques statistiques et informatiques» Université Panthéon Assas Paris 2), décembre 2004.
- N° 90 *Les pouvoirs du temps. La transformation des régulations dans les organisations du travail après la RTT*, par Michel PEPIN, en collaboration avec Bernard DOERFLINGER, Yves JORAND, Myriam MAUFROY (ESSOR Consultants), janvier 2005.
- N° 91 *Mixité professionnelle et performance des entreprises, le levier de l'égalité*, par Catherine ACHIN, Dominique MEDA, Marie WIERINK, janvier 2005.
- N° 92 *La place du travail dans l'identité*, par Hélène GARNER, Dominique MEDA (Dares), et Claudia SENIK (Delta, Paris IV), janvier 2005.
- N° 93 *Audit de l'enquête sur les mouvements de main-d'oeuvre (EMMO)*, par Heidi WECHTLER, janvier 2005.
- N° 94 *Modalités de passage à 35 heures des TPE*, par Victor DE OLIVEIRA, février 2005.
- N° 95 *Evaluation des politiques d'emploi : la deuxième génération des panels des bénéficiaires*, par Christine CHARPAIL, Tristan KLEI, Serge ZILBERMAN, février 2005.
- N° 96 *Contribution Delalande : quels dispositifs similaires ou alternatifs en Europe du Nord*, par Violaine DELTEIL et Dominique REDOR (GIPMIS), février 2005.
- N° 97 *L'impact des conditions de travail sur la santé : une expérience méthodologique*, par Thomas COUTROT (Dares) et Loup Wolff (Centre d'étude de l'emploi), février 2005.
- N° 97bis *L'impact des conditions de travail sur la santé : une expérience méthodologique. Annexes*, par Thomas COUTROT (Dares) et Loup WOLFF (Centre d'étude de l'emploi), février 2005.
- N° 98 *La mixité professionnelle : les conditions d'un développement durable*, par Mcihèle FORTE, Myriam NISS, Marie-Claude REBEUH, Emmanuel TRIBY (BETA, Cereq, Université Louis Pasteur de Strasbourg), février 2005.
- N° 99 *Bilan d'activité 2003 des missions locales et des PAIO*, par Camille BONAÏTI (Dares) et Amaria SEKOURI (DGEFP), avril 2005.
- N° 100 *RTT et organisation du travail : l'incidence des lois Aubry II*, par P. CHARPENTIER (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), H. HUYGHUES DESPOINTES, M. LALLÈMENT (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), F. LEFRESNE (IRES et GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), J. LOOS-BARON (BETA/LATTS-CNRS, CNAM-CNRS), N. TURPIN-HYARD (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), mai 2005.
- N° 101 *Éléments de bilan sur les travaux évaluant l'efficacité des allègements de cotisations sociales employeurs*, par Véronique REMY, juillet 2005.
- N° 102 *Les réticences à entrer dans le cadre légal des 35 heures*, par Y. JORAND et J.-M. GELIN (Selari ESSOR), D. TONNEAU et F. FORT (CGS), B. DOERFLINGER, M. PEPIN et M. MAUFROY (Essor Consultants), juillet 2005.
- N° 103 *Allègements généraux de cotisations sociales et emploi peu qualifié : de l'impact sectoriel à l'effet macro-économique*, par Stéphanie JAMET (Dares lors de la réalisation de l'étude), août 2005.
- N° 104 *La négociation de branche sur la formation professionnelle : les apports de la négociation de branche suite à la réforme de la formation professionnelle tout au long de la vie*, par Caroline RIVIER et Carine SEILER, sous la direction de Jean-Marie LUTTRINGER (Circé), septembre 2005.
- N° 105 *Après un contrat aidé : les conditions de vie s'améliorent*, par Emmanuel BERGER et Tristan KLEIN, septembre 2005.
- N° 106 *Difficultés d'emploi, santé et insertion sociale*, par François BRUN, Colette LEYMARIE, Emma MBIA, Patrick NIVOLLE (Centre d'études de l'emploi), collaboration extérieure : Marie MARIN, octobre 2005.
- N° 107 *La sécurisation des trajectoires professionnelles*, par Dominique MEDA et Bertrand MINAULT, octobre 2005.
- N° 108 *Le licenciement des salariés protégés. Processus et enjeux*, par Mario CORREIA (Institut du travail d'Aix-en-Provence, LEST) et Nicole MAGGI-GERMAIN (Institut des sciences sociales du travail, Université Paris I, Panthéon-Sorbonne, DCS), février 2006.
- N° 109 *Les expositions aux risques professionnels par secteur d'activité (nomenclature 2003 niveau 31) - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, S. HAMON-CHOLET, D. WALTISPERGER (Dares), mars 2006.
- N° 110 *Les relations professionnelles dans les pays d'Europe centrale et orientale au tournant de l'entrée dans l'Union européenne. Survey de littérature*, par M. WIERINK, mars 2006.
- N° 111 *Renégocier la RTT. Les enseignements de 16 démarches d'entreprise*, par M. PEPIN, B. DOERFLINGER, Y. JORAND, P. NICOLAS (Essor Consultants) et D. TONNEAU (Ecole des Mines de Paris), avril 2006.
- N° 112 *La mesure d'un effet global du projet d'action personnalisé*, par Etienne DEBAUCHE et Stéphane JUGNOT, avril 2006.
- N° 113 *La politique spécifique de l'emploi et de la formation professionnelle : un profit à moyen terme pour les participants ? Les exemples du CIE, du CES et du SIFE*, par Karl EVEN et Tristan KLEIN, avril 2006.
- N° 114 *Stratégie européenne pour l'emploi. Évaluation des politiques de l'emploi et du marché du travail en France (2000-2004)*, coordination Christine CHARPAIL et Frédéric LERAIS, avril 2006.
- N° 115 *Les expositions aux risques professionnels - Les ambiances et contraintes physiques - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), juillet 2006.
- N° 116 *Pourquoi les moins qualifiés se forment-ils moins ?*, par Camille BONAÏTI, Aurore FLEURET, Patrick POMMIER, Philippe ZAMORA, juillet 2006.
- N° 117 *Le CDD : un tremplin vers le CDI dans deux tiers des cas... mais pas pour tous*, par Bérangère JUNOD, juillet 2006.
- N° 118 *Les expositions aux risques professionnels - Les produits chimiques - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), juillet 2006.
- N° 119 *Anticipation et accompagnement des restructurations d'entreprises : dispositifs, pratiques, évaluation*, par R. BEAUJOLIN-BELLET (coordination), Ch. CORNOLTI, J.-Y. KERBOUC'H, A. KUHN, Y. MOULIN (Reims Management School), et la collaboration de J.-M. BERGERE, F. BRUGGEMAN, B. GAZIER, D. PAUCARD, C.-E. TRIOMPHE, octobre 2006.
- N° 120 *Les expositions aux risques professionnels - Les contraintes organisationnelles et relationnelles - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), octobre 2006.
- N° 121 *Les expositions aux risques professionnels par famille professionnelle - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), décembre 2006.
- N° 122 *Intérim : comparaison de sources*, par Basma SAADAoui, en collaboration avec Nicolas de RICCARDIS, mars 2007.
- N° 123 *Allègements de cotisations sociales et coûts sectoriels. Une approche par les DADS*, par Bertrand LHOMMEAU et Véronique REMY, avril 2007.
- N° 124 *Séries de données régionales sur les mouvements de main-d'oeuvre entre 1996 et 2005*, par Bruno LUTINIER, mai 2007.
- N° 125 *Colloque "Age et emploi". Emploi et travail des seniors : des connaissances à l'action. Synthèse des principales données sur l'emploi des seniors*, coordination Pierre MARIONI, juin 2007.
- N° 126 *Accès à l'emploi et qualité de l'insertion professionnelle des travailleurs handicapés en milieu ordinaire de travail*, par Claire FANJEAU (Université Paris I et Centre d'études de l'emploi), juin 2007.
- N° 127 *Le poids du temps partiel dans les trajectoires professionnelles des femmes*, par Sophie RIVAUD (stagiaires à la Dares) et Valérie ULRICH, juillet 2007.
- N° 128 *Analyse de l'évolution des statistiques de demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE de la mi-2005 à la fin 2006*, par Etienne DEBAUCHE, Thomas DEROYON, Fanny MIKOL et Hélène VALDELIEVRE, août 2007.
- N° 129 *Les déterminants de l'emploi non-salarié en France depuis 1970*, par Grégoire LURTON (EnsaE) et Fabien TOUTLEMONDE (Dares), septembre 2007.
- N° 130 *Revue de littérature : organisations patronales en France et en Europe* par Marion RABIER (ENS/EHESS - Dares), décembre 2007.
- N° 131 *The social multiplier and labour market, participation of mothers*, par Eric MAURIN (PSE) et Julie MOSCHION (CES-Université Paris I, Dares), décembre 2007.
- N° 132 *L'influence causale du nombre d'enfants et de leur âge de première scolarisation sur l'activité des mères : une revue de la littérature*, par Julie MOSCHION (CES-Université Paris I, Dares), décembre 2007.
- N° 133 *Conséquences des fusions-acquisitions sur la gestion de la main-d'oeuvre : une analyse empirique sur les données françaises pour la vague de la fin des années 1990*, par Matthieu BUNEL (CEE, Université de technologie de Belfort-Montbéliard), Richard DUHAUTOIS (CEE, CREST, Université de Marne-la-Vallée), Lucie GONZALEZ (Dares-MAE), janvier 2008.
- N° 134 *Les politiques d'allègements ont-elles un effet sur la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires ?*, par Bertrand LHOMMEAU et Véronique REMY, janvier 2008.
- N° 135 *Le recours au chômage partiel entre 1995 et 2005*, par Oana CALAVREZO (LEO et CEE), Richard DUHAUTOIS (CEE, CREST, Université de Marne-la-Vallée) et Emmanuelle WALKOWIAK (LEO et CEE), février 2008.
- N° 136 *Enquête auprès des chômeurs créateurs ou repreneurs d'entreprise ayant bénéficié de l'Accre en 2004*, par Catherine DANIEL, février 2008.
- N° 137 *Les élections aux comités d'entreprise de 1989 à 2004 : une étude de l'évolution des implantations et des audiences syndicales*, par Olivier JACOD avec la collaboration de Rim BEN DHAOU (EnsaE), avril 2008.

- N° 138 **Les disparités spatiales de sortie du chômage : vingt-deux analyses régionales**, par Emmanuel DUGUET, Yannick L'HORTY (Université d'Evry-Val d'Essonne, EPEE, Centre d'études de l'emploi et TEPP), André WISSLER (Centre d'études de l'emploi et TEPP), Florent SARI (Université de Paris-Est, OEP, Centre d'études de l'emploi et TEPP), Jonathan BOUGARD et Luc GOUPIL (Centre d'études de l'emploi), mai 2008.
- N° 139 **Mesurer les grèves dans les entreprises : des données administratives aux données d'enquêtes**, par Alexandre CARLIER, août 2008.
- N° 140 **Evaluation de la loi du 4 mai 2004 sur la négociation d'accords dérogatoires dans les entreprises**, par O. MERRIAUX (Sciences-Po Recherche, IEP Grenoble), J-Y KERBOURC'H (Université de Haute-Alsace) et C. SEILER (Cabinet Circé Consultants), août 2008.
- N° 141 **Les modèles de projections d'emploi par métier à moyen terme. Panorama des expériences menées dans différents pays**, par Laure OMALEK, octobre 2008.
- N° 142 **Retour sur l'évolution du nombre de demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE en 2005 et 2006 : une estimation révisée de l'impact des modifications de la gestion et du suivi des demandeurs d'emploi sur le nombre d'inscrits à l'ANPE, en tenant compte de l'indemnisation**, par E. DEBAUCHE (Insee), Nicolas DEROYON et Fanny MIKOL (Dares), décembre 2008.
- N° 143 **Enquête sur trois secteurs : La Poste, sous-traitance pétrochimique et restauration rapide. Le syndicalisme face aux différentes formes de la flexibilité**, par P. BOUFFARTIGUE et J.-R. PENDARIES (LEST-CNRS, Université de la Méditerranée-Université de Provence), F. PEROUMAL (Université René Descartes-Paris V), E. PERRIN (consultante associée au LEST), avec la participation de J. BOUTREILLER, B. FRIBOURG et T. SAMZUN (LEST-CNRS, Université de la Méditerranée-Université de Provence), S. CONTREPOIS (GTM-CNRS), R. JEAN et E. ORBAN (ASPT-CNRS), décembre 2008.
- N° 144 **Flexibilité et action collective. Salariés précaires et représentation syndicale**, par C. DUFOUR, A. HEGE, J.-M. PERNOT (IRES), S. BEROU (Université Lyon2-Triangle-CNRS), J.-M. DENIS (Université de Marne-la-Vallée - CEE-CNRS), décembre 2008.
- N° 145 **Les retournements de l'improbable. Les conditions de la mobilisation collective des intermittents du spectacle et des salariés de grandes librairies et de centres d'appel**, par A. COLLOVALD (Université de Nantes), L. MATHIEU (CRPS), décembre 2008.
- N° 146 **La nouvelle méthode d'échantillonnage de l'enquête trimestrielle ACEMO depuis 2006. Amélioration de l'allocation de Neyman**, par Malik KOUBI et Sandrine MATHERN, février 2009.
- N° 147 **L'aide spécifique au secteur Hôtels-cafés-restaurants : quels effets sur l'emploi et la productivité ?**, par Fanny MIKOL et Juliette PONCEAU, avril 2009.