Direction de l'animation de la recherche,
des études et des statistiques

DARES

DOCUMENT D'ÉTUDES

LA POLITIQUE SPÉCIFIQUE DE L'EMPLOI ET LA FORMATION PROFESSIONNELLE : UN PROFIT À MOYEN TERME POUR LES PARTICIPANTS ?

Les exemples du CIE, du CES et du SIFE

Par

Karl EVEN
Tristan KLEIN

N° 113
Avril 2006

**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.**

Liberté • Égalité • Fraternité
RÉPUBLIQUE FRANÇAISE

Ministère de l'emploi,
de la cohésion sociale
et du logement

LA POLITIQUE SPECIFIQUE DE L'EMPLOI ET DE LA FORMATION PROFESSIONNELLE : UN PROFIT A MOYEN TERME POUR LES PARTICIPANTS ? LES EXEMPLES DU CIE, DU CES ET DU SIFE[#]

Karl EVEN et Tristan KLEIN[*]
DARES – Département des politiques d'emploi

Résumé

La mesure de l'efficacité des politiques de l'emploi est un enjeu important compte-tenu de l'ampleur des moyens financiers consacrés à ces politiques publiques. Des données originales ont été constituées dans ce but par la Dares, à travers une enquête : le panel des bénéficiaires de politique d'emploi. L'étude mesure l'efficacité du passage par un CES, un CIE ou un stage SIFE collectif en comparant le retour à l'emploi des bénéficiaires de ces dispositifs entrés de fin 1997 à mi 1999 et sortis fin 1999 à une celui d'une population témoin de demandeurs d'emploi éligibles. Elle met en œuvre une technique de correction des biais de sélection en procédant par appariement des deux populations. L'analyse des réponses jusqu'à mars 2003 montre que le CIE est efficace du point de vue du retour à l'emploi et de l'amélioration du niveau de vie, alors que les CES et les SIFE n'améliorent pas la situation des bénéficiaires par rapport aux trajectoires des témoins. Par ailleurs, l'étude examine les variables qui ont une influence sur la participation aux dispositifs : l'environnement familial, le parcours professionnel avant le dispositif mais aussi les conditions de vie et la situation financière jouent un rôle.

Classification JEL : H53, I38, J68

[#] Nous remercions Béatrice Sédillot, Bruno Crépon et les participants au colloque Dares du 8 février 2005 et au séminaire interne Dares du 7 septembre 2004, pour leurs commentaires et remarques. Nous sommes également redevables à Anne Saint-Martin et Muriel Roger de nous avoir fait largement bénéficier de leur connaissance des méthodes mises en œuvre. Nous restons seuls responsables des erreurs qui pourraient subsister.

[*] Dares, département des politiques de l'emploi, au moment de la réalisation de ce travail. Karl.even@insee.fr ; tristan.klein@free.fr

1. INTRODUCTION

Le recours aux aides spécifiques à l'emploi pour l'insertion des publics en difficulté sur le marché du travail est un élément fondamental de la politique de l'emploi en France depuis le début des années 1990. Ainsi, en 1999 deux millions d'individus étaient concernés par ces programmes, pour un coût de 11 milliards d'euros. Ils étaient encore 1,6 million en 2004. Souvent utilisées au plan macro-économique de façon contra-cyclique pour enrayer les poussées conjoncturelles du chômage - notamment lorsque elles se concrétisent par des contrats dans le secteur non marchand – ces aides visent à lutter contre l'exclusion sociale et professionnelle. Au delà des effets macro économique et individuel à court terme sur l'emploi (Dares, 2003), ces aides profitent-elles aussi à long terme aux personnes qui en bénéficient ? Changent-elles favorablement leur trajectoire professionnelle ? Atténuent-elles les difficultés qu'elles connaissent ou améliorent-elles leurs conditions de vie ? Bref, sont elles efficaces ?

Apprécier l'efficacité des dispositifs de la politique de l'emploi et de la formation professionnelle nécessite d'examiner ce que seraient devenues socio-professionnellement les personnes passées par un dispositif de la politique de l'emploi si elles n'y étaient pas passées, et de comparer cette situation avec celle qu'elles connaissent effectivement. Comme cela n'est pas observable directement, la solution est d'effectuer cette comparaison de trajectoires professionnelles avec une population d'individus non bénéficiaires ressemblant aux bénéficiaires, c'est-à-dire un groupe témoin. Faute de conditions expérimentales garantissant une affectation aléatoire des deux populations étudiées, il est probable que les deux populations diffèrent en raison de caractéristiques endogènes observables ou non : c'est le biais de sélection décrit par James Heckman. En effet, les bénéficiaires ont fait l'objet d'un processus de sélection non aléatoire par le service public de l'emploi et par les employeurs, qui peut conduire à retenir, dans les limites des critères d'éligibilité fixés par l'Etat, et selon les mesures, les personnes les plus employables ou bien, à l'inverse, les moins employables (Gautié, 1996 ; Heckman, Smith, 2004). De surcroît, une forme d'auto-sélection, consciente ou non, peut aussi s'opérer.

L'évaluation « quasi-expérimentale » à mettre en œuvre doit donc utiliser des méthodes de correction de ces biais de sélection (Heckman et *alii*, 1999). Cet aspect de l'évaluation de la politique de l'emploi est un enjeu complexe et crucial qui a fait l'objet d'une quinzaine de travaux sur données françaises au cours des dix dernières années. La démarche généralement utilisée s'appuie sur des données d'enquête en population générale - par exemple parmi les jeunes ou les chômeurs - dans lesquelles les bénéficiaires et les témoins sont puisés (Balsan et *alii*, 1996 ; Magnac, 1997 ; Bonnal et *alii*, 1997 ; Brodaty et *alii*, 2001). En raison des sources utilisées, ces évaluations ne fournissent le plus souvent que des résultats d'une portée très générale et sont en outre peu représentatifs des contrats aidés et de leurs bénéficiaires[1].

Les données sur les bénéficiaires de politiques d'emploi (individus comme entreprises) issues des registres administratifs permettent une représentativité idéale des dispositifs et une plus grande prise en compte de leurs différences. Elles tendent de plus en plus souvent à être associées à d'autres données pour évaluer ces programmes, soit par appariement de différentes sources d'origine administrative (Belleville, Saint-Martin, 2001 ; Fiole, Roger, 2002) soit par enquête spécifique complémentaire aux registres (Charpail et *alii*, 2005).

[1] Les travaux sur l'efficacité de l'apprentissage (Sollogoub, Ulrich, 1999 ; Simmonet, Ulrich, 2000 ; Bonnal et *alii*, 2003) ou sur l'impact de conventions de conversion (Cavaco et *alii*, 2004) échappent à ce problème du fait des spécificités des dispositifs étudiés et d'une plus grande proximité des données avec l'objectif d'évaluation.

Quand cette démarche repose sur un appariement avec une source extérieure, elle présente des limites. En effet, le groupe de contrôle est construit séparément de l'échantillon de bénéficiaires, voire à partir de données extérieures construites selon des principes qui leur sont propres et qui peuvent être différents de ceux mis en œuvre pour la construction de l'échantillon de bénéficiaires. Outre les biais de comparaison introduits, cela cantonne les informations disponibles au plus petit commun dénominateur (circonscrit à quelques variables usuellement observables) et rend difficile les comparaisons.

La littérature sur l'évaluation non expérimentale des politiques d'emploi montre que les choix effectués quant aux données, à la composition des groupes témoins et à la spécification des modèles mis en œuvre, sont déterminants pour l'estimation des effets de la politique d'emploi (Heckman et *alii*, 1999). Afin de limiter les biais de comparaison, ces choix doivent être dès le départ intégrés au sens où ils ne peuvent être effectués indépendamment les uns des autres. C'est dans cette dernière voie que se place notre travail qui exploite les données des enquêtes du Panel de Bénéficiaires de la politique de l'emploi et de la formation professionnelle mis au point par la Dares. Elles ont été réalisées à partir des fichiers de bénéficiaires entrant en mesure qui contiennent les variables démographiques de base ainsi que celles axées sur l'éligibilité aux mesures et celles décrivant le dispositif lui-même[2]. Les fichiers sont exhaustifs par définition et permettent une représentativité parfaite des bénéficiaires selon ces variables. Des échantillons de personnes éligibles mais non entrées en mesure (tirés du fichier Unedic) ont été enquêtés simultanément. Cet appareillage statistique fournit des données inédites et identiques pour le couple bénéficiaires-témoins que nous avons ensuite appariées selon les méthodes développées récemment (encadré 1).

L'étude porte sur trois mesures destinées à aider les demandeurs d'emploi, qui ont en commun de s'adresser pour partie à des publics prioritaires (chômeurs de longue durée, rmistes, handicapés…) :

- le Contrat Initiative Emploi (CIE), créé en 1995, propose un emploi dans le secteur marchand aux demandeurs d'emploi majoritairement de longue durée. L'employeur, le plus souvent un établissement de moins de 10 salariés, perçoit une aide pendant la durée du contrat dont la durée est généralement fixée à 2 ans, et moins souvent à 1 an. Si la durée de l'aide est figée, le contrat est lui le plus souvent un CDI.
- le Contrat Emploi Solidarité (CES), mis en place en 1989, est un CDD de 3 à 12 mois du secteur non marchand, reconductible jusqu'à concurrence de 3 années[3]. D'une durée de 20 heures hebdomadaires, il s'adresse à un public qui présente des caractéristiques marquées au regard de l'exclusion professionnelle : fort taux de rmistes, de personnes handicapées…
- le Stage d'Insertion et de Formation à l'Emploi (SIFE collectif), créé en 1994, s'adresse aussi à des publics prioritaires exclus professionnellement. Ce n'est pas un contrat de travail mais un stage d'une durée d'une centaine d'heures pour les plus courts à environ 700 heures pour les plus longs.

Ces trois programmes ont été massivement utilisés par les pouvoirs publics, notamment l'ANPE chargée de leur mise en œuvre, et caractérisent d'une certaine manière la politique de l'emploi ciblée du milieu des années 1990 (Dares, 2003). Ils ont concerné 720 000 personnes en 1999 et ont fait l'objet de profondes réformes en 2004 et 2005[4].

[2] Durée prévue (parfois durée effective), salaire à l'embauche, durée hebdomadaire, type d'employeur ou taille d'entreprise, secteur d'activité…
[3] Réduit à 24 mois maximum par la loi de lutte contre les exclusions de 1998.
[4] Les Sife ont été supprimés dans le cadre de la décentralisation des stages de formation aux régions, le CES a été remplacé par le CAE et le contrat d'avenir, le CIE a été recentré sur les demandeurs d'emploi dans le cadre du plan de cohésion sociale.

2. MESURER L'EFFICACITE DU PASSAGE EN CONTRAT AIDE : ELEMENTS DE METHODE

Lorsque l'on compare les bénéficiaires de mesures aux personnes éligibles selon les critères administratifs mais non entrées, d'importantes différences de profil subsistent. Il est donc capital de procéder à une correction complémentaire des biais de sélection.

Cette correction est effectuée ici par une méthode par appariement (encadré 2). Dans une première étape, la probabilité d'entrer en dispositif est estimée par un logit polytomique sur la base d'un jeu réduit de variables observables. Pour chaque individu, est alors estimé un « *propensity score* » qui mesure la probabilité individuelle d'entrer en contrat aidé (issue des coefficients estimés du logit) au vu de ses caractéristiques. Les distributions de probabilités simulées d'entrée en dispositif sont ensuite comparées pour la population effectivement entrée en mesure et pour la population qui n'y est pas entrée. L'existence d'un support commun aux deux distributions suffisamment fourni conditionne la mise en oeuvre des méthodes d'appariement. En effet, l'appariement entre individu « traité » et « non traité » suppose que des individus suffisamment proches en terme de scores puissent être trouvés. Les estimations sur données appariées mobilisent ici deux types d'estimateurs, un estimateur dit " pondéré " et un estimateur à noyau, que l'on compare à un estimateur « naïf ». Les écarts type des estimateurs sont calculés par la méthode du *bootstrap* sur 100 simulations.

L'efficacité du passage en contrat aidé est évalué à partir de plusieurs critères. Le premier est l'insertion dans l'emploi mesurée à l'aune du taux d'emploi non aidé et du taux d'emploi total (y compris contrat aidé) à diverses dates après la sortie[5]. Sont également analysés la qualité des emplois obtenus (salaire, nature des contrats,…) et l'accroissement du niveau de vie (mesuré par la différence des logarithme des niveaux de vie en 2003 et avant l'entrée).

La méthode mobilisée ne repose pas sur une modélisation paramétrique des comportements. Elle est essentiellement descriptive et vise à mesurer le plus précisément possible l'écart de résultats entre les populations des bénéficiaires et des témoins susceptible d'être attribué au passage par le contrat aidé. Cette analyse ne fournit donc pas, en elle même, de clés d'interprétation des écarts mis à jour.

Les graphiques de l'annexe 1 présentent les distributions de la probabilité d'entrer en dispositif, estimées pour la population des bénéficiaires et pour la population des témoins (éligibles non entrés). Ces distributions sont détaillées pour chaque dispositif et date d'entrée en mesure. Le faisceau de caractéristiques choisies pour expliquer l'entrée en mesure est détaillé dans les tableaux 3a et 3b. Ces distributions permettent de juger de l'ampleur du support commun entre les deux populations, crucial pour pouvoir trouver des témoins suffisamment comparables aux bénéficiaires. Si l'équation modélisant la probabilité d'accès reproduisait parfaitement la réalité, chaque bénéficiaire aurait une probabilité estimée d'entrer égale à 1, et chaque éligible non entré une probabilité estimée d'entrer égale à 0. Les deux distributions seraient totalement disjointes empêchant tout appariement. Au demeurant, celui-ci serait inutile car aucun biais caché ne subsisterait.

[5] L'analyse porte plus précisément sur l'évolution des taux d'emploi entre la date d'entrée en mesure et la période analysée .

La comparaison des distributions entre dispositifs et dates d'entrée met en évidence deux cas polaires :

- Les distributions des bénéficiaires et témoins CES et SIFE sont plutôt disjointes : 97 % des éligibles non entrés en CES ont une probabilité estimée d'entrer inférieure à 0.5 ; et inversement 79 % des CES ont une probabilité d'entrer supérieure à 0.5 (pour SIFE les chiffres s'établissent à 90 % et 55 %) ;
- Les distributions des bénéficiaires et témoins CIE se recouvrent assez largement : respectivement 90 % des éligibles et 72 % des bénéficiaires CIE ont une probabilité d'entrer en 1997 inférieure à 0.5 (on obtient respectivement 98 % et 72 % pour 1998).

De ce point de vue, l'entrée en CES et en SIFE apparaît relativement bien expliquée par l'équation utilisée. Les variables introduites semblent pertinentes pour comprendre les motifs présidant à la signature d'un contrat ou d'un stage. Bien que les profils soient relativement disjoints, l'appariement est malgré tout possible en raison du grand nombre de témoins : il reste suffisamment de témoins avec une probabilité d'entrer forte à marier aux bénéficiaires.
Pour le CIE, les bénéficiaires ressortent très proches des éligibles « moyens ». Modulo l'éventuelle omission dans l'équation de variables individuelles discriminantes, les résultats tendent à montrer que l'entrée en CIE résulte davantage d'une sélection (ou auto sélection) à caractère aléatoire (variable non observable).

3. LES DETERMINANTS DE LA PARTICIPATION AUX DISPOSITIFS

Le processus conduisant un individu à participer à un programme de politique d'emploi comporte diverses étapes, qu'il faudrait pouvoir identifier : éligibilité, information, candidature, acceptation et recrutement effectif (Heckman, Smith, 2004). L'éligibilité renvoie à des critères juridiques même si ceux-ci sont plus ou moins stricts ; l'information traduit les efforts des acteurs publics et les réseaux mobilisés par les bénéficiaires. La candidature relève du choix propre de l'individu, c'est-à-dire de comportements d'auto-sélection ; l'acceptation par les opérateurs renvoie aux choix du service public de l'emploi, mais aussi des entreprises. La phase de recrutement effectif n'a de sens que dans les procédures d'expérimentation contrôlée où l'acceptation mesure en fait l'acceptation à participer au groupe de traitement, le recrutement effectif n'étant pas toujours assuré.

La question de l'éligibilité n'a pas de sens dans l'analyse menée ici, car les personnes du groupe témoin ont été intégrées à l'enquête sur la base de ces critères, au moins ceux affichés par les textes réglementaires. En outre, acceptation vaut par définition recrutement effectif, au sens où le contrat d'embauche est assis sur une convention signée par l'employeur et le service public de l'emploi. Il s'agit donc ici de tenter de démêler ce qui relève de l'information des individus, leurs comportement d'auto-sélection et les choix des opérateurs et entreprises. C'est dans cet esprit qu'a été construit le panel qui comprend notamment un ensemble de questions sur la connaissance et la notoriété des dispositifs.

Le profil des bénéficiaires de ces trois dispositifs de politique d'emploi est établi chaque année par une exploitation des conventions d'embauches renseignées lors de l'entrée en mesure, et publié dans la collection *Premières informations/Premières Synthèses* de la Dares. Pour l'essentiel, les données administratives utilisées contiennent une information basée sur les critères d'éligibilité définis pour chaque dispositif ainsi que sur la nature du contrat. Les portraits brossés des bénéficiaires sont donc le reflet de cette grille de lecture qui porte principalement sur l'âge, sur la formation initiale ainsi que sur la situation professionnelle sur le marché du travail (ancienneté au chômage) ou sur des exclusions subies (être allocataire d'un minima social et/ou être travailleur handicapé).

Les informations qu'on y trouve ne délivrent toutefois qu'une image partielle du profil des bénéficiaires[6] et ne suffisent pas pour interpréter les raisons qui font que l'on entre en mesure, alors que celles-ci présentent *a priori* une forte causalité avec le parcours professionnel ultérieur (voir *infra* les tableaux 3a et 3b sur la significativité des coefficients).

Pour mieux comprendre les raisons de la participation aux dispositifs de politique d'emploi et pour affiner l'évaluation de celle-ci, il convient de compléter cette information de base par d'autres éléments (variables tenant à des difficultés rencontrées au moment de l'entrée, au parcours professionnel antérieur à l'entrée, voire au processus même de participation). Le Panel mis en œuvre par la Dares, par la richesse de l'information collectée à la fois auprès des bénéficiaires et de leurs témoins, constitue une source privilégiée pour cette problématique (Berger, Klein, 2005). Il permet de montrer que les bénéficiaires de la politique de l'emploi et de la formation professionnelle présentent des caractéristiques spécifiques qui les différencient des populations potentiellement éligibles mais aussi que les bénéficiaires sont eux-mêmes hétérogènes (cf. (Adjerad, Defosseux, 2005) dans le cas des Rmistes).

Au moment d'accéder à un dispositif de politique d'emploi, les futurs bénéficiaires connaissent, une situation professionnelle difficile. Tous sont administrativement inscrits au chômage[7], les trois-quarts depuis plus d'un an (tableau 1a) et une petite frange perçoit l'allocation spécifique de solidarité. De surcroît, entre 15 et 30 % d'entre eux, selon les dispositifs, perçoivent le revenu minimum d'insertion.

Tableau 1a
Situation des bénéficiaires à l'entrée en mesure : optique administrative

en %

	CIE	CES	SIFE
Emploi	0	0	0
Chômage < 12 mois	21	20	26
Chômage 12-35 mois	70	54	74
Chômage 35 mois et plus	9	26	0
Total	100	100	100

Note : les personnes non inscrites à l'ANPE (10 % des CIE, 5 % des CES) ont été écartées de l'analyse pour les besoins de la comparaison avec la population témoin.
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de politiques d'emploi

Pour autant, tous ne sont pas aussi éloignés de l'emploi que ces chiffres administratifs pourraient le laisser croire. Il existe un halo de personnes qui n'a pas totalement perdu contact avec l'emploi à ce moment de leur trajectoire professionnelle et qui déclarent avoir occupé un emploi dans le ou les mois qui ont précédé l'entrée en mesure : cela concerne 35 % des CIE, 26 % des CES et 21 % des SIFE (tableau 1b, page suivante). Parmi ces emplois, les emplois temporaires sont fortement majoritaires : de 60 % pour les bénéficiaires CIE à 73 % pour les stagiaires SIFE collectif. Dans le cas des CES, l'emploi occupé est à 30 % un contrat aidé (essentiellement un précédent CES), alors que 33 % des CIE en emploi étaient en CDI.

[6] D'autant plus que ces données ignorent par construction l'environnement des bénéficiaires, en particulier leur situation familiale, et plus généralement toutes les dimensions qui sortent des critères d'éligibilité ou des nécessités de gestion des dispositifs.
[7] En fait, entre 5% (CES) et 10% (CIE) des bénéficiaires ne sont pas inscrits au chômage au moment de l'entrée. L'étude, parce qu'elle se propose d'effectuer une comparaison avec des témoins inscrits au chômage, ne tient pas compte de ce sous groupe.

Tableau 1b
Situation des bénéficiaires à l'entrée en mesure : optique enquête

en %

	CIE	CES	SIFE
Emploi	35	26	21
Chômage < 12 mois	32	21	44
Chômage 12-35 mois	25	27	25
Chômage 35 mois et plus	8	16	0
Total	100	100	100

Note : les personnes non inscrites à l'ANPE (10 % des CIE, 5 % des CES) ont été écartées de l'analyse pour les besoins de la comparaison avec la population témoin.
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de politiques d'emploi

Outre les différences conceptuelles entre sources administratives et données d'enquête (Dérosières, 2004), ces écarts d'appréciation de la situation professionnelle peuvent refléter le développement de l'activité réduite, permettant de demeurer inscrit à l'ANPE tout en exerçant une activité professionnelle (Delvaux, 2005). Plus marginalement, les biais de mémoire des bénéficiaires pourraient tendre à sous-estimer les épisodes de chômage et à valoriser les périodes d'emploi[8] dans leur parcours d'insertion (Klein, 2004). Ces éléments affectent aussi les individus du groupe témoin, entre 20 % et 30 % se déclarant en emploi dans les mois qui précédaient la période de chômage (cf. annexe 2), même si les écarts entre situation administrative et situation professionnelle déclarée sont moins grands. En effet, l'enquête leur rappelait qu'ils étaient au chômage au quatrième trimestre 1997 ou 1998 ou au deuxième trimestre 1999.

Les bénéficiaires sont quand même - entre 65 % (dans le cas du CIE) et 79 % (dans le cas du SIFE) - des personnes éloignées de l'emploi au moment de l'entrée. Meilleur révélateur des difficultés d'insertion professionnelle que la situation instantanée au moment de l'entrée, la trajectoire professionnelle accomplie jusqu'au moment de la signature du contrat aidé témoigne dans certains cas d'un éloignement durable du marché du travail et de difficultés importantes d'employabilité (tableau 2, page suivante).

Signe qu'en CIE sont recrutées des personnes relativement peu éloignées du marché du travail, les futurs bénéficiaires relatant n'avoir connu que le chômage ou n'avoir jamais réellement cherché d'emploi (les exclus du marché du travail) sont bien moins nombreux que parmi les éligibles à ce dispositif : 14 % contre 28 %. Toutefois, parmi les bénéficiaires de CIE inactifs avant l'entrée 54% déclarent n'avoir pas gardé de contact avec le marché du travail, ni par le biais du service public de l'emploi (SPE) ni par le biais des petites annonces ou d'une activité bénévole.
Par rapport aux demandeurs d'emploi du groupe témoin, les futurs bénéficiaires du CIE se recrutent davantage parmi des personnes ayant précédemment occupé un CDI puis qui ont été licenciés ou qui ont fait les frais de la cessation d'activité de l'entreprise où elles travaillaient.

Parmi les personnes entrées en CES ou en SIFE, plus d'un tiers disent n'avoir connu aucune situation d'emploi, soit moins que les individus potentiellement éligibles. La proportion de ceux qui n'ont gardé aucun contact avec le marché du travail oscille entre 25% (témoins) et 45% (SIFE). En CES ou en SIFE, la part des personnes structurellement au chômage est plus forte que dans la population des éligibles à ces mesures.
Pour les bénéficiaires des trois dispositifs, dans un cas sur deux l'inactivité avant le retour sur le marché du travail correspond à l'éducation des enfants, alors que c'est plutôt un tiers des cas pour les témoins.

[8] C'était aussi l'objectif de l'enquête que de pouvoir recenser au maximum les expériences d'emploi et de les valoriser.

Tableau 2
Statistiques descriptives sur la situation avant l'entrée

En %

	CIE		CES		SIFE	
	bénéficiaires	éligibles	bénéficiaires	éligibles	bénéficiaires	éligibles
Parcours avant						
Emploi régulier puis chômage continu	37,8	31,7	22,1	27,4	19,8	31,5
Uniquement succession emploi chômage	48,4	40,8	42,4	41,4	41,5	44,0
Uniquement chômage (non emploi)	13,9	27,5	35,6	31,2	38,7	24,5
Discrimination selon l'origine	0,9	2,3	2,1	2,0	3,6	2,3
Travailleur handicapé (Cotorep…)	7,9	6,4	11,8	4,8	16,4	6,0
Connaissait le dispositif avant	31,1	35,9	63,8	79,8	22,1	nd
Objectif principal avant						
Suivre une formation	11,5	13,2	18,0	14,6	37,9	14,2
Trouver un emploi dans un domaine précis	44,8	43,0	38,4	41,5	36,3	44,7
Trouver un emploi quel qu'il soit	40,2	33,3	38,0	33,3	23,9	27,1
Autre objectif	1,3	3,6	2,0	3,4	0,5	5,4
Aucun projet	2,1	7,0	3,6	7,1	1,5	8,6
Aucune démarche de recherche d'emploi	7,9	9,2	6,8	10,4	6,6	11,7
CS dernier emploi avant						
agriculteur	0,3	0,3	0,4	0,3	0,0	0,3
artisans, commerçants, chefs d'entreprise	3,4	2,5	1,2	2,0	3,2	2,9
cadres, professions libérales	3,8	7,9	2,9	6,8	0	7,0
techniciens, professions intermédiaires	16,7	15,7	13,8	12,4	7,8	14,1
employés	34,8	33,5	44,5	43,2	42,0	42,2
ouvriers qualifiés	27,6	27,0	22,0	22,0	27,4	21,0
ouvriers non qualifiés	13,5	13,1	15,3	13,4	19,7	12,5
A fait un stage ou un contrat aidé avant	22,6	22,1	30,9	19,8	23,8	18,9
Situation familiale						
Célibataire sans enfant	34,0	37,8	43,9	34,6	36,7	30,3
Célibataire avec enfant	9,6	6,3	9,5	9,0	12,9	8,4
En couple sans enfant	18,9	18,4	13,2	17,9	10,7	15,7
En couple avec enfant	37,6	37,6	33,4	38,6	39,8	45,6
revenus du ménage par UC < 550 euros	48,6	48,6	68,8	48,1	62,3	44,2
revenus du ménage par UC >=1100 euros	10,8	12,3	3,8	9,2	2,6	10,4
revenu médian du ménage par UC (euros)	581	610	427	610	492	635
Propriétaire du logement	31,5	31,0	23,6	29,4	19,4	29,7
A des problèmes de transports	13,2	18,9	24,1	20,3	23,7	18,4
Pas de permis de conduire	12,5	16,8	29,9	20,3	30,8	19,1
Possède un moyen de transport	82,8	77,9	65,4	74,5	59,9	77,3

Note : ces résultats sont établis après redressement des bénéficiaires et des témoins éligibles selon l'âge, le sexe, le niveau de formation au moment de l'entrée et la période d'entrée en dispositif (et l'ancienneté de chômage pour les CIE et leurs témoins).
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de politiques d'emploi

Les bénéficiaires ont effectué plus de démarches de recherche d'emploi avant l'entrée comparativement aux témoins. Les CIE déclarent avoir davantage mobilisé leurs relations personnelles (52 %) que les individus du groupe témoin (46 %). Les démarches des CIE sont traduites en outre plus souvent par des propositions (mis à part celle ayant conduit au CIE), essentiellement des emplois de droit commun (84% comme pour les témoins).
76% des CES ont rencontré les conseillers du service public de l'emploi soit plus que leurs témoins. Les bénéficiaires de CES et de stage SIFE ont eu moins de propositions et une plus grande proportion concernaient des stages ou contrats aidés. Ces propositions n'ont pas abouti, principalement par refus des bénéficiaires, pour cause de salaire trop faible, durée du contrat trop courte, éloignement trop important, intérêt faible… Pour les témoins, les propositions n'ont pas débouché plutôt du fait de l'employeur (candidature non retenue, embauche annulée ou reportée…).
Du point de vue du processus qui a conduit les bénéficiaires à entrer dans chaque dispositif, on retrouve le fait que les bénéficiaires de CES et de SIFE sont passés par le service public de l'emploi (respectivement à 45 et 63%), tandis que 57% des bénéficiaires de CIE ont contacté directement l'entreprise qui les a recruté ou ont fait joue des relations personnelles, le service public de l'emploi n'étant responsable que de 28% des embauches.

Le parcours professionnel exerce une influence déterminante sur la participation au programme (tableaux 3a et 3b), ce que montrent aussi les travaux sur les programmes américains (Heckman,

Smith, 2004). On mesure ainsi, avec nos données, que les critères d'éligibilité ne peuvent suffire à choisir une population témoin[9], ce qui signifie qu'il convient d'élargir la base des variables mobilisées pour contrôler le biais de sélection.

Tableau 3a
Probabilité d'entrer en CES

	1997		1998		1999	
Constante	-2,14	(0,28)	-1,64	(0,35)	-2,16	(0,39)
Homme	0,50	(0,39)	-0,03	(0,17)	0,14	(0,18)
Age à l'entrée						
moins de 26 ans	-		-		-	
de 26 à 49 ans	4,25	(2,89)	1,04	(0,20)	0,28	(0,22)
de 50 à 53 ans	24,1	(14,4)	2,50	(0,31)	2,80	(0,41)
de 54 à 57 ans	11,7	(6,02)	1,55	(0,42)	2,09	(0,44)
58 ans ou plus	5,48	(1,61)	-0,59	(1,11)	-0,33	(0,85)
Niveau de formation à l'entrée						
IV, III, II ou I	0,59	(0,42)	-0,18	(0,21)	0,46	(0,23)
V	1,07	(0,82)	0,18	(0,18)	0,15	(0,21)
Vbis ou VI	-		-		-	
Objectif avant						
formation	0,29	(0,17)	0,21	(0,21)	-0,01	(0,22)
emploi	-		-		-	
autre	-1,27	(0,50)	-0,34	(0,48)	-1,02	(0,59)
aucun	-1,19	(0,51)	-0,98	(0,51)	0,04	(0,76)
Parcours professionnel avant						
emploi régulier puis chômage continu	0,49	(0,21)	0,02	(0,22)	1,07	(0,34)
succession emplois-chômage	0,05	(0,19)	0,04	(0,19)	1,09	(0,31)
uniquement chômage	-		-		-	
CS dernier emploi avant						
pas d'emploi avant	-		-		-	
indépendant	-1,77	(0,53)	0,13	(0,72)	-1,83	(0,66)
cadre technicien	-1,60	(0,26)	-0,56	(0,25)	-2,09	(0,40)
ouvrier employé	-1,20	(0,18)	-0,56	(0,18)	-2,17	(0,32)
ancienneté chômage inférieure à 12 mois	0,18	(0,12)	0,73	(0,16)	0,46	(0,17)
Situation familiale avant						
célibataire sans enfant	-		-		-	
célibataire avec enfant	0,18	(0,22)	-0,59	(0,30)	0,02	(0,32)
couple sans enfant	-0,39	(0,21)	-0,00	(0,24)	0,03	(0,28)
couple avec enfant	-0,10	(0,16)	-0,19	(0,22)	0,05	(0,22)
revenu du ménage par UC avant						
moins de 550 euros	0,54	(0,14)	0,63	(0,17)	0,93	(0,19)
de 550 à 1099 euros	-		-		-	
1100 euros ou plus	-0,60	(0,27)	-0,48	(0,34)	-0,18	(0,39)
A déjà occupé un contrat aidé avant	0,25	(0,15)	0,84	(0,19)	1,23	(0,20)
Travailleur handicapé (Cotorep…)	1,15	(0,19)	1,07	(0,32)	0,47	(0,32)
Victime de discrimination selon l'origine	0,04	(0,40)	-1,03	(0,69)	0,47	(0,47)
Propriétaire logement	-0,13	(0,15)	0,04	(0,20)	-0,02	(0,22)
A des problèmes de transports	-0,21	(0,16)	-0,12	(0,19)	0,08	(0,21)
Aucune démarche de recherche d'emploi	-0,25	(0,33)	0,05	(0,38)	-1,03	(0,67)
Absence de permis de conduire	0,28	(0,17)	0,29	(0,21)	0,17	(0,24)
Possède moyen de transport	-0,06	(0,16)	-0,25	(0,20)	0,32	(0,24)
-2 Log vraisemblance	5104,79		1811,225		1882,97	
R^2 ajusté	0,2506		0,2841		0,4046	
N bénéficiaires	442		388		297	
N témoins	1728		571		626	

(écart-type)
Note : Les modélisations des *propensity score* ont été réalisées à l'aide d'un LOGIT polytomique non ordonné pour chaque période (CIE, CES et témoins en 1997 ; puis en 1998 ; SIFE, CES et témoins en 1999). Les statistiques associées sont donc identiques pour chaque période.
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de politique d'emploi

[9] Un constat similaire avait été tiré de l'analyse du programme américain JTPA (*Job Training Partnership Act*).

Tableau 3b
Probabilité d'entrer en CIE ou en SIFE

	CIE		SIFE
	1997	**1998**	**1999**
Constante	-1,95 (0,22)	-2,14 (0,50)	-4,21 (0,59)
Homme	1,13 (0,94)	0,81 (0,22)	0,28 (0,20)
Age à l'entrée			
moins de 26 ans	-	-	-
de 26 à 49 ans	0,94 (0,74)	1,10 (0,30)	3,38 (0,49)
de 50 à 53 ans	3,12 (2,15)	2,45 (0,41)	5,12 (0,63)
de 54 à 57 ans	1,21 (0,72)	1,78 (0,53)	3,63 (0,78)
58 ans ou plus	1,13 (0,46)	1,19 (0,95)	2,65 (1,23)
Niveau de formation à l'entrée			
IV, III, II ou I	1,30 (1,03)	-0,13 (0,27)	0,52 (0,24)
V	1,20 (0,97)	-0,49 (0,25)	0,15 (0,21)
Vbis ou VI	-	-	-
Objectif avant			
formation	-0,31 (0,14)	-0,19 (0,31)	0,99 (0,20)
emploi	-	-	-
autre	-1,40 (0,36)	-13,42 (342,00)	-2,27 (1,05)
aucun	-2,00 (0,35)	-1,93 (0,93)	-1,95 (0,77)
Parcours professionnel avant			
emploi régulier puis chômage continu	-1,32 (0,18)	-0,10 (0,30)	0,98 (0,38)
succession emplois-chômage	1,17 (0,16)	-0,41 (0,28)	1,10 (0,35)
uniquement chômage	-	-	-
Catégorie du dernier emploi avant			
pas d'emploi avant	-	-	-
indépendant	-0,48 (0,32)	1,31 (0,78)	2,30 (0,72)
cadre technicien	-0,70 (0,18)	0,23 (0,36)	-3,07 (0,48)
ouvrier employé	-0,56 (0,15)	0,42 (0,27)	-2,27 (0,36)
ancienneté chômage inférieure à 12 mois	0,46 (0,09)	0,60 (0,22)	0,74 (0,18)
Situation familiale avant			
célibataire sans enfant	-	-	-
célibataire avec enfant	0,72 (0,18)	-0,66 (0,48)	0,45 (0,31)
couple sans enfant	0,11 (0,14)	0,06 (0,32)	-0,08 (0,32)
couple avec enfant	0,19 (0,13)	0,00 (0,29)	0,22 (0,23)
revenu du ménage par UC avant			
moins de 550 euros	0,12 (0,10)	-0,26 (0,23)	0,29 (0,20)
de 550 à 1099 euros	-		-
1100 euros ou plus	-0,10 (0,15)	-0,42 (0,38)	-0,91 (0,51)
A déjà occupé un contrat aidé avant	-0,08 (0,11)	0,19 (0,27)	0,67 (0,22)
Travailleur handicapé (Cotorep…)	0,44 (0,18)	0,27 (0,50)	0,99 (0,30)
A été victime de discrimination selon l'origine	-0,97 (0,46)	-0,12 (0,70)	0,03 (0,54)
Propriétaire logement	0,01 (0,11)	-0,32 (0,27)	-0,27 (0,23)
A des problèmes de transports	-0,20 (0,13)	-0,48 (0,31)	-0,21 (0,23)
Aucune démarche de recherche d'emploi	0,66 (0,22)	-0,00 (0,56)	-0,12 (0,47)
Absence de permis de conduire	-0,30 (0,15)	-0,60 (0,34)	0,33 (0,25)
Possède moyen de transport	0,14 (0,14)	-0,22 (0,29)	-0,28 (0,25)
-2 Log vraisemblance	5104,79	1811,225	1882,97
R^2 ajusté	0,2506	0,2841	0,4046
N bénéficiaires	871	136	256
N témoins	1728	571	626

Note : Les modélisations des *propensity score* ont été réalisées à l'aide d'un LOGIT polytomique non ordonné pour chaque période (CIE, CES et témoins en 1997 ; puis en 1998 ; SIFE, CES et témoins en 1999). Les statistiques associées sont donc identiques pour chaque période.
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de politique d'emploi

Des conditions de vie plus difficiles

La difficulté vis à vis du marché du travail des futurs bénéficiaires de contrats aidés est aggravée par une situation financière particulièrement difficile (Berger, Klein, 2005). En raison des critères d'éligibilité définis pour l'entrée en mesure (être chômeur de longue durée, bénéficiaire de l'ASS et du RMI leur confère un statut prioritaire à l'entrée), plus de la moitié des entrants en mesure vivent sous le seuil de

pauvreté (47 % pour CIE, 61 % pour SIFE collectif et jusqu'à 68 % pour CES). 80 % des CES et des CIE ont accepté le contrat pour améliorer leur situation financière (et 60 % des SIFE collectif) alors que les CIE et le CES procurent des salaires respectivement voisin du salaire minimum et d'environ un demi SMIC.
Toutefois, les bénéficiaires du CIE connaissent un niveau de vie par unité de consommation et une proportion de propriétaires comparables aux personnes éligibles mais non entrées dans le dispositif. En revanche les conditions de vie des CES et des SIFE sont plus dégradées que pour les éligibles non entrés en mesure (taux de pauvreté supérieur de 20 points pour CES et SIFE).

Les hommes qui entrent en mesure sont dans une situation financière plus difficile que les femmes. C'est également vrai pour les individus éligibles non bénéficiaires. Quel que soit le contrat aidé, leur niveau de vie est toujours inférieur à celui des femmes (il s'établit entre 77 % et 96 % de celui des femmes). Ils connaissent un taux de pauvreté plus élevé : 81 % des hommes entrants en CES sont sous le seuil de pauvreté (pour 62 % des femmes), pour 52 % des hommes du groupe témoin (et 46 % des femmes).
Alors que les femmes ont en majorité des enfants à charge au moment d'entrer en mesure (entre 52 % et 66 %), les hommes sont plus souvent célibataires et en majorité sans enfant à charge (entre 60 et 73 % selon les dispositifs)
Comme cela est observé dans certains programmes américains (Hekman, Smith, 2004), les hommes sont éligibles essentiellement sur leur propre niveau de revenu tandis que les femmes sont plus souvent éligibles à partir des revenus annexes (allocations diverses et revenu du conjoint)[10].

Le handicap physique est aussi une variable déterminante d'accès aux dispositifs : 23 % (19 % bénéficiant d'une reconnaissance Cotorep) des SIFE collectif, 17 % (11 % Cotorep) des CES et 13 % (8 % Cotorep) des CIE en font état, soit une proportion bien supérieure à celle des éligibles non entrés.

Connaissance et notoriété des contrats aidés

La notoriété des dispositifs est très variable, en faveur des programmes les plus anciens et les plus spécifiques (tableau 2). Les futurs bénéficiaires sont assez peu nombreux à connaître à l'avance le contrat aidé qu'ils ont finalement effectué : 60 % pour CES mais 30 % pour CIE et 20 % pour SIFE. Ceux qui, de plus, savaient qu'ils pouvaient y accéder (connaissance de leur propre éligibilité) ne sont que 50 % pour CES, mais 25 % pour CIE et 14 % pour SIFE. Paradoxalement, alors qu'ils ont occupé moins d'emplois ou stages aidés dans le passé, les témoins sont plus nombreux à connaître les dispositifs : 36 % des témoins CIE et 80 % des témoins CES, mais moins nombreux parmi ceux-ci à savoir qu'ils pouvaient en bénéficier.
L'écart entre les témoins et les bénéficiaires est probablement la traduction de biais de mémoire, hétérogène selon les deux populations. En effet, la période de référence est, par construction, moins bien identifiée par les témoins pour lesquels elle correspond à une période de chômage parfois courte et lointaine. Pour les bénéficiaires, elle renvoie à un événement bien identifié (l'entrée en dispositif), de surcroît objet de l'enquête. Les demandeurs d'emploi du groupe témoin ont aussi pu surestimer leur connaissance des dispositifs en fonction notamment des démarches effectuées postérieurement à la période de référence.

Plusieurs questions de l'enquête permettent d'étudier l'aversion ou la sympathie des demandeurs d'emploi éligibles à l'égard des contrats aidés et ainsi d'approcher une mesure d'une éventuelle auto-

[10] Contrairement aux aides à l'emploi nord-américaines, le revenu ne figure qu'indirectement dans les critères d'éligibilité aux programmes français, via notamment la perception de minima sociaux.

sélection. 60 % des individus non bénéficiaires auraient accepté d'entrer en CES (parmi ceux connaissant le dispositif) contre 67 % en CIE[11]. La plupart auraient accepté d'entrer dans un autre emploi ou stage aidé, mais certains témoins ont une réelle aversion pour les contrats aidés puisque parmi ceux qui n'ont jamais occupé d'emploi aidé, un tiers ne le souhaite pas ou vraiment en dernier ressort. Certains disent d'ailleurs s'être vus proposer l'entrée dans un CIE ou un CES dans la période précédant l'entrée et l'avoir alors décliné.

Au delà de l'exploitation statistique de ces questions, il s'avère difficile dans l'étude d'isoler précisément les diverses étapes du processus d'accès aux dispositifs de politique d'emploi. En effet, du fait de la taille réduite des échantillons, il n'a pas été possible de distinguer les bénéficiaires ni les témoins en fonction de leur connaissance des dispositifs ou de leur acceptation (refus) d'y entrer.

Des différences de profil subsistent donc lorsque l'on compare des bénéficiaires à des personnes éligibles mais non entrées. Ces différences portent notamment sur les niveaux de vie ou la trajectoire professionnelle antérieure, qui sont corrélées à la trajectoire professionnelle future[12].

4. LES RESULTATS DE LA COMPARAISON AVEC LA POPULATION TEMOIN

Les résultats des trois dispositifs sont présentés séparément. Par delà des critères d'éligibilité proches, les populations qui participent à chacun de ces programmes sont assez différentes, en termes d'âge, de sexe, de niveau de formation et d'ancienneté de chômage. Les objectifs assignés à chacune des trois mesures sont aussi assez disparates (amélioration de la qualification pour le SIFE, mise en situation directe d'emploi pour les CIE et CES).

Le contrat initiative emploi : un contrat efficace pour améliorer le retour à l'emploi et le niveau de vie des bénéficiaires

Les personnes entrées en contrat initiative emploi (CIE) fin 1997 ou fin 1998 sont davantage en emploi que les demandeurs d'emploi du groupe témoin dans les trois années qui suivent la fin de l'aide (tableau 4). Le CIE améliore significativement la situation d'emploi des bénéficiaires.

Ce résultat confirme les analyses menées précédemment avec une méthodologie identique sur une population d'individus entrés en CIE fin 1996 (Charpail et *alii*, 2005). La méthode de correction des biais de sélection précise également, sans les infirmer, les résultats exploratoires fondés sur la simple comparaison des bénéficiaires et des individus du groupe témoins, après redressement sur des critères d'âge, de sexe, de niveau de diplôme et d'ancienneté de chômage (Berger et *alii*, 2002 ; annexe 2).

L'efficacité du CIE en terme d'insertion dans l'emploi (ordinaire[13] ou total) est très forte à la sortie du dispositif (mesurée par la fin de l'aide de l'Etat pour les CDI). Ce résultat est vraisemblablement lié au

[11] Les emplois en CIE sont des emplois qui ont les caractéristiques moyennes des emplois disponibles sur le marché du travail pour les individus ayant les caractéristiques des bénéficiaires (Picart, 1999).

[12] Les coefficients de corrélation entre l'absence d'emploi dans le parcours professionnel avant l'entrée et la durée cumulée des épisodes d'emploi de janvier 2000 à mars 2003 sont significatifs et négatifs : de –0,09 pour les CIE à –0,29 pour les SIFE collectifs. De même pour le niveau de vie avant et un emploi ordinaire en mars 2003 (de –0,05 pour les CES à –0,14 pour les SIFE).

[13] C'est à dire ne bénéficiant pas d'une aide spécifique de l'Etat mais cela n'exclut pas les emplois éligibles aux allègements généraux de cotisations patronales (35 heures ou bas salaires).

fréquent maintien chez l'employeur à l'issue de l'aide (environ 40 % des bénéficiaires), notamment pour les personnes recrutées initialement en CDI[14].

Tableau 4
Résultats sur l'amélioration* de l'emploi pour les CIE

En %

	1997			1998		
	estimateur			estimateur		
	naïf	noyau	pondéré	naïf	noyau	pondéré
Emploi ordinaire						
mars 2000	20,1	22,2	22,4	20,2	25,1	25,1
	(2,69)	(2,76)	(2,82)	(7,33)	(8,77)	(8,02)
mars 2002	15,2	19,6	20,0	*10,1*	*15,0*	15,2
	(2,85)	(3,03)	(3,16)	(6,39)	(7,53)	(7,20)
mars 2003	10,0	13,5	13,8	*2,5*	*7,8*	*8,5*
	(2,52)	(2,75)	(2,86)	(5,95)	(7,12)	(6,94)
Emploi total						
mars 2000	9,8	13,2	13,5	13,8	19,0	19,0
	(2,83)	(2,87)	(2,86)	(6,36)	(8,08)	(7,55)
mars 2002	*1,3*	6,3	6,8	*-7,5*	*-2,9*	*-2,9*
	(2,77)	(2,90)	(3,02)	(6,79)	(8,11)	(7,96)
mars 2003	*-1,8*	*2,1*	*2,6*	*-14,9*	*-9,8*	*-9,1*
	(2,67)	(2,80)	(2,86)	(6,33)	(7,36)	(7,34)
support commun	2400 (92,3 %)			576 (81,5 %)		

(écart-type)
* : emploi après – emploi avant (août 1997 ou août 1998)
Lecture : Pour les personnes entrées en CIE fin 1997, l'écart entre le taux d'emploi ordinaire en mars 2000 et celui d'août 1997 est supérieur à l'écart observé sur les témoins de 22,2 points d'après l'estimateur en noyau et de 22,4 points selon l'estimateur pondéré.
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de politique d'emploi

Elle diminue dans les 39 mois qui suivent, à des degrés variable selon la durée et les types de CIE. Les résultats sont positifs et convergents pour tous les estimateurs concernant les personnes entrées en CIE fin 1997, c'est-à-dire dans un CDI ou CDD de 24 mois[15] (les trois quarts de l'échantillon). Les CDD d'un an (entrée en CIE fin 1998) ne semblent améliorer le taux d'emploi comparativement aux individus du groupe témoin qu'à court terme. En mars 2000, les bénéficiaires de ces CIE sont nettement plus nombreux à se trouver en emploi ordinaire ou en emploi total. En mars 2002 et mars 2003, les différences entre ces individus et les témoins s'estompent et ne sont pas significatives. Si l'on prend en compte également le retour dans un emploi aidé, la comparaison apparaît plutôt en défaveur des CIE sur ces deux dernières périodes, même si elle reste statistiquement non significative.

Plusieurs facteurs explicatifs peuvent être avancés. Les effectifs en CIE d'un an sont peu nombreux (11% des entrées en CIE en 1998) même si cette sous-population a été sur-représentée dans l'échantillon. La population embauchée en CIE sous forme de CDD d'un an est assez différente des autres CIE. En particulier, les allocataires du RMI, de l'ASS ou les moins diplômés sont davantage

[14] Le maintien chez l'employeur est moins fréquent que ce qui avait été observé pour les personnes entrées en CIE en septembre 1995 ou en décembre 1996. Le maintien chez l'employeur dépassait alors 50% (Charpail et *alii*, 2005 ; Belleville, Charpail, 2000). Cet écart peut être lié à l'enquête qui ne permet pas de mesurer aussi précisément le maintien, avec en outre des biais de mémoire plus importants. La conjoncture, plus favorable, peut également avoir un rôle, les ruptures à l'initiative du salarié sont majoritaires pour les cohortes 1997 et 1998 contrairement aux cohortes 1995 et 1996 (Belleville, Charpail, 2000 ; Berger, 2003).
[15] Il s'agit des durées prévues à la signature du CIE : un peu plus d'un tiers ont en fait quitté l'entreprise avant le terme fixé.

représentés. Or ces individus ont une probabilité plus faible d'être maintenu chez l'employeur à la fin de l'aide de l'Etat (Charpail et *alii*, 2005) et une probabilité plus forte de subir une période de chômage (Berger, 2003). Ces populations pourraient avoir des spécificités inobservables pour l'économètre mais discriminantes pour les agents du service public de l'emploi, qui rendrait l'appariement avec les témoins de moindre qualité (de fait le support commun, tout en restant d'une taille satisfaisante, est plus petit pour l'appariement sur l'échantillon 1998). Il est aussi possible que cet écart de résultat entre les CIE longs et les CIE courts reflète un effet de la durée du CIE lui-même, celle-ci améliorant l'insertion professionnelle (Berger, 2003). Plusieurs travaux ont ainsi mis en évidence que l'ancienneté dans l'emploi tendait à réduire l'instabilité de l'emploi (Behagel, 2003).

A l'aune des autres critères, l'efficacité du CIE semble aussi confirmée. La durée cumulée en emploi entre janvier 2000 et mars 2003 est en moyenne significativement supérieure pour les deux cohortes de bénéficiaires (tableau 5). C'est sans doute là aussi un effet du maintien chez l'employeur à la fin de l'aide de l'Etat pour une bonne partie des CIE. Les emplois sont également plus souvent des CDI..

Tableau 5
Résultats sur l'emploi occupé en mars 2003 pour les CIE

En %

	1997			1998		
	estimateur			estimateur		
	naïf	noyau	pondéré	naïf	noyau	pondéré
Salaire mensuel net (*en euros*)	230	378	212	*115*	365	*121*
	(39,6)	(36,6)	(42,9)	(101)	(91,2)	(104,6)
Salaire horaire net (*en euros*)	1,3	2,5	1,3	*0,6*	2,4	*0,6*
	(0,27)	(0,27)	(0,34)	(0,68)	(0,58)	(0,71)
salaire supérieur à 900 euros	18,2	26,3	16,8	*-0,3*	14,8	*0,7*
	(2,15)	(1,92)	(2,36)	(5,2)	(4,4)	(5,8)
Emploi en CDI	27,5	26,6	27,0	11,6	12,6	12,3
	(2,21)	(2,34)	(2,38)	(5,3)	(5,6)	(6,0)
Temps partiel	*0,3*	*1,1*	*1,3*	*1,1*	*2,8*	*2,9*
	(1,70)	(1,76)	(1,76)	(4,1)	(4,6)	(4,2)
nombre de mois en emploi depuis janvier 2000	10	10	10	6	6	6
	(0,63)	(0,66)	(0,73)	(1,6)	(1,76)	(1,86)
support commun	2400 (92,3 %)			576 (81,5 %)		

(écart-type)
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de politique d'emploi

Les emplois occupés au printemps 2003 procurent aux bénéficiaires de CIE longs des salaires nets horaires et mensuels supérieurs en moyenne à ceux des témoins. Ce résultat provient pour une part d'une proportion plus importante de salaires supérieurs à 900 euros, alors même que la part de salarié à temps partiel est proche dans les deux populations. Ces estimateurs construits sur des variables en niveau doivent toutefois être interprétés avec prudence car ils sont moins robustes que les estimateurs sur les variables en différence (Heckman et *alii*, 1997 ; Brodaty et *alii*, 2005). Les résultats sont de fait peu significatifs et surtout peu convergents selon les estimateurs, avec des écarts importants sur le niveau du gain salarial procuré aux bénéficiaires du CIE en 2003[16].

[16] L'enquête ne contient pas d'information sur le salaire du dernier emploi avant l'entrée, alors que les enquêtes précédentes ont montré que de certains bénéficiaires du CIE subissaient une perte de salaire à l'embauche dans le contrat aidé (Charpail, Zilberman, 1999) et que c'était un élément influençant la probabilité d'accepter d'y entrer (Charpail et *alii*, 2005).

Reflet de la qualité de l'insertion professionnelle (Berger, Klein, 2005), le passage par le CIE améliore également significativement le niveau de vie des bénéficiaires. L'augmentation du niveau de vie[17] mensuel du ménage par unité de consommation dépasse ainsi de plus de 100 euros celle des individus du groupe témoin, pour les CIE longs comme pour les CIE courts. Cette amélioration touche un plus grand nombre de bénéficiaires que d'individus du groupe témoin. Il y a moins de ménages pauvres parmi les bénéficiaires de CIE en 2003 et ils sont plus nombreux à disposer d'au moins 1200 euros par UC pour vivre chaque mois (tableau 6). Une fois encore, les résultats sont plus faibles et surtout non significatifs pour les CIE d'un an.

Tableau 6
Résultats sur les conditions de vie en 2003 pour les CIE

En %

	1997			1998		
	estimateur			estimateur		
	naïf	noyau	pondéré	naïf	noyau	pondéré
Taux de croissance du niveau de vie par UC *	0,24	0,27	0,25	0,15	0,24	0,21
	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,06)	(0,07)	(0,07)
Le ménage a vu son niveau de vie augmenter	12,1	13,6	14,1	*3,0*	*7,7*	*7,6*
	(1,70)	(1,94)	(2,17)	(4,5)	(5,80)	(6,4)
Niveau de vie par UC 2003 < 600 euros	-12,3	-10,4	-10,3	*-4,1*	*-6,1*	*-6,5*
	(1,65)	(1,89)	(1,94)	(4,1)	(4,86)	(4,7)
Niveau de vie par UC 2003 >=1200 euros	8,0	5,9	6,1	*8,2*	*9,7*	*9,3*
	(2,04)	(2,23)	(2,15)	(4,7)	(5,36)	(5,4)
est devenu propriétaire depuis l'entrée	*2,4*	*2,9*	3	*0,0*	*1,1*	*1,1*
	(1,48)	(1,46)	(1,45)	(3,2)	(3,46)	(3,3)
support	2400			576		
commun	92,3			81,5		

(écart-type)
* : Log (niveau de vie 2003) - log (niveau de vie avant)
Lecture : Pour les personnes entrées en CIE fin 1997, le taux de croissance du niveau de vie par UC entre 2003 et 1997 est supérieur à celui des témoins de 27 points d'après l'estimateur en noyau et de 25 points selon l'estimateur pondéré.
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de politique d'emploi

Le contrat emploi solidarité : pas d'amélioration voire une dégradation au regard du retour à l'emploi non aidé

Le CES n'apparaît pas capable d'améliorer globalement le retour à l'emploi de ceux qui en bénéficient. En effet, les anciens salariés sortis de CES fin 1999 sont moins nombreux à être en emploi ordinaire comparativement au groupe témoin, tant en mars 2000 qu'en mars 2002 et 2003 (tableau 7). Ce résultat assez net (environ 10 points d'écart entre les deux groupes en moyenne) renvoie au fait qu'une partie importante des bénéficiaires continue à s'inscrire dans une trajectoire d'emploi aidé à la fin du CES. 10% des bénéficiaires enchaînent ensuite un contrat emploi consolidé (CEC), pour la plupart chez le même employeur. Ce dispositif du secteur non marchand est destiné, notamment, à offrir un débouché aux bénéficiaires de CES ayant des difficultés de retour à l'emploi. Mais, même en intégrant toutes les situations d'emploi dans l'analyse, le retour à l'emploi des anciens salariés de CES n'apparaît pas significativement meilleur. On retrouve là aussi les principaux résultats publiés à l'issue d'une analyse comparative exploratoire (Berger et *alii*, 2002).

[17] A partir du revenu déclaré par les personnes interrogées, avec des biais de mémoire, une sous-estimation probable des revenus annexes et une incertitude sur l'âge des enfants (Berger, Klein, 2005). Toutefois, nous supposons que les réponses des bénéficiaires et des témoins sont soumises de la même manière à ces limites.

Tableau 7
Résultats sur l'amélioration* de l'emploi pour les CES

En %

	1997			1998			1999		
	estimateur			estimateur			estimateur		
	naïf	noyau	pondéré	naïf	noyau	pondéré	naïf	noyau	pondéré
Emploi ordinaire									
mars 2000	-18,2	-14,3	-14,3	*-7,5*	*-1,1*	*-0,8*	-8,5	-11,4	-12,1
	(3,34)	(3,48)	(3,48)	(3,85)	(4,53)	(4,98)	(4,05)	(5,23)	(5,54)
mars 2002	-15,6	-11,0	-10,1	*-3,6*	*4,0*	*4,7*	-15,0	-15,8	-16,2
	(3,21)	(3,45)	(3,38)	(4,41)	(5,49)	(5,68)	(4,48)	(5,12)	(5,44)
mars 2003	-15,1	-10,6	-9,7	-12,8	*-4,1*	*-3,0*	-15,5	-15,9	-16,1
	(3,20)	(3,40)	(3,38)	(4,43)	(5,30)	(5,72)	(4,51)	(5,19)	(5,57)
Emploi total									
mars 2000	*-3,8*	*-2,4*	*-2,0*	*8,0*	14,2	14,8	*9,1*	*6,9*	*6,3*
	(3,70)	(3,73)	(3,89)	(4,20)	(4,79)	(4,78)	(4,69)	(5,94)	(6,19)
mars 2002	*-3,7*	*-1,0*	*-0,2*	*6,9*	13,4	14,4	*-7,3*	*-5,6*	*-5,9*
	(3,91)	(4,02)	(4,06)	(4,45)	(5,24)	(5,19)	(4,57)	(5,64)	(6,05)
mars 2003	-7,5	*-3,6*	*-2,8*	*-5,9*	*2,6*	*3,8*	*-7,2*	*-5,1*	*-5,2*
	(3,45)	(3,48)	(3,36)	(4,54)	(5,51)	(5,64)	(4,80)	(5,77)	6,06)
support	1732			887			814		
commun	79,8			92,5			88,2		

(écart-type)
* : emploi après – emploi avant (août 1997 ou août 1998 ou janvier 1999)
Lecture : Pour les personnes entrées en CES fin 1997, l'écart entre le taux d'emploi ordinaire en mars 2000 et celui d'août 1997 est inférieur à l'écart observé sur les témoins de 14,3 points d'après les estimateurs en noyau et pondéré (18,2 points pour l'estimateur naïf).
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de politique d'emploi

Cependant, les disparités sont grandes selon les CES. La comparaison avec les témoins conduit à isoler trois sous-populations de CES représentant 60% des individus sortis fin 1999. Les CES d'un an[18] (entrée fin 1998) se distinguent car les résultats négatifs sur l'emploi ordinaire sont faibles et non significatifs tandis que les estimateurs concernant l'emploi total sont significativement positifs en 2000 et 2002 (non significatifs pour 2003). Ces contrats ont la durée moyenne d'un CES (Bardaji, 2001).
Les CES les moins efficaces sont ceux de deux ans, constitués par le renouvellement de plusieurs conventions chez même employeur. Les CES courts, entre quatre et six mois, qui sont soit des contrats rompus, soit des conventions très courtes, ne sont pas favorables au-delà du court terme.

Ces écarts peuvent renvoyer à des différences dans les profils des bénéficiaires (Defosseux, 2002), les individus les plus défavorisés effectuant les contrats les plus longs (RMI, ASS, travailleurs handicapés…) ou les plus courts (chômeurs de longue durée de 50 ans ou plus, chômeurs de 3 ans ou plus). Les supports communs 1997 et 1999 sont de plus petite taille que le support 1998, signe de la difficulté de notre population de demandeurs d'emploi à bien « témoigner » pour les bénéficiaires concernés, alors même que la taille des échantillons est plus grande. Ce constat soulève une fois encore la question de la capacité d'une approche sur variables observables à permettre une correction satisfaisante du biais de sélection. De fait, les estimateurs pondéré et noyau tendent à s'écarter plus fortement de l'estimateur naïf que dans le cas du CIE, traduction de biais de sélection plus importants.

Malgré un effet globalement négatif sur le retour à l'emploi, le passage par un CES semble avoir un impact positif sur la durabilité des situations d'emplois : les trois sous-populations ont une durée moyenne d'emploi pendant les 39 mois qui suivent la sortie du CES supérieure à celle des témoins (entre 3 et 6 mois de plus). Cela résulte en partie du phénomène de maintien chez l'employeur qui touche 30% des bénéficiaires de CES à l'issue du contrat. Mais les emplois occupés sont davantage

[18] Contrairement aux CIE et SIFE, les durées analysées sont les durées effectives en CES, prenant en compte le renouvellement et les ruptures éventuelles.

que les témoins des emplois aidés, la durée moyenne en emploi ordinaire s'avère en fait significativement plus faible pour les anciens CES. En outre, la durée moyenne de chômage est plus élevée (3 mois en moyenne).

On peut donc interpréter la situation des CES dans les mois qui suivent la fin du contrat, de façon moins favorable, comme le signe d'un maintien durable hors de l'emploi ordinaire. Ce qui serait négatif, car les salariés en contrats aidés dans le secteur non marchand, CEC notamment, ne consacrent guère de temps à chercher un autre emploi alors que cela leur serait profitable (Simonin, 2002).

Tableau 8
Résultats sur l'emploi occupé en 2003 pour les CES

En %

	1997			1998			1999		
	estimateur			estimateur			estimateur		
	naïf	noyau	pondéré	naïf	noyau	pondéré	naïf	noyau	pondéré
Salaire mensuel (*en euros*)	-202	151	-70	-87	204	*15*	*-29*	259	*75*
	(2,03)	18,7)	(31,0)	(39,0)	(28,2)	(51,5)	(75,8)	(34,7)	(54,9)
Salaire horaire (*en euros*)	-0,8	1,6	*-0,5*	*-0,5*	1,6	*0,2*	*-0,1*	2,0	*0,6*
	(2,14)	(0,18)	(0,26)	(0,28)	(0,20)	(0,36)	(0,49)	(0,24)	(0,40)
salaire supérieur à 900 euros	-17,1	*2,8*	-9,0	-11,1	6,6	*-3,7*	*-4,5*	10,5	*-0,2*
	(1,85)	(1,75)	(2,38)	(3,39)	(2,73)	(3,71)	(3,18)	(2,74)	(3,99)
CDI	-12,4	-8,1	-7,6	-10,0	*-3,6*	*-2,6*	-10,9	-8,6	-8,5
	(1,85)	(2,55)	(2,65)	(3,23)	(3,54)	(3,56)	(3,20)	(4,04)	(4,27)
Temps partiel	11,9	11,3	11,3	10,2	10,3	10,5	9,6	11,0	11,2
	(1,85)	(3,02)	(3,1)	(3,42)	(4,06)	(4,21)	(3,79)	(4,05)	(4,09)
nombre de mois en emploi	10	3	4	3	5	6	4	5	5
depuis janvier 2000	(0,63)	(0,88)	(0,97)	(0,99)	(1,17)	(1,47)	(1,04)	(1,22)	(1,50)
support	1732			887			814		
commun	79,8			92,5			88,2		

(écart-type)
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de politique d'emploi

Le CES produirait alors un effet de *locking-in* (Fredriksson, Johansson, 2003) figeant les perspectives d'évolution des bénéficiaires, les enfermant dans une trajectoire spécifique, qui ne s'avère pas très favorable, au moins du point de vue des critères pris en compte ici. Les personnes qui enchaînent sur un CEC se retrouveraient notamment pendant de nombreuses années sans réelle amélioration de leur situation professionnelle initiale en termes de qualification, de responsabilités voire de salaire (Pujol, 2005).
De fait, le CES ne semble pas procurer d'avantages significatifs en termes de qualité des emplois occupés en 2003, les résultats sur les différentes dimensions (salaire, nature du contrat) étant peu robustes et peu significatifs, voire négatifs (tableau 8). En revanche, le CES conduit plus souvent vers l'emploi à temps partiel ce qui est cohérent avec l'existence de récurrence d'emplois aidés à temps partiel, notamment dans le non marchand (30h en moyenne pour un CEC).

Plus généralement, le CES n'entraîne pas d'amélioration des conditions de vie des bénéficiaires, ni en termes de niveau de vie par UC, ni en termes d'accès à la propriété (tableau 9). En effet, les estimateurs sur l'évolution de niveau de vie ne sont pas tous significatifs tandis que l'estimateur à noyau et l'estimateur pondéré ne sont pas convergents.

Tableau 9
Résultats sur les conditions de vie en 2003 pour les CES

En %

	1997			1998			1999		
	estimateur			estimateur			estimateur		
	naïf	noyau	pondéré	naïf	noyau	pondéré	naïf	noyau	pondéré
Taux de croissance du niveau de vie par UC*	*0,04*	0,07	*0,01*	*0,07*	0,13	*0,08*	*0,06*	*0,05*	*-0,03*
	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,05)	(0,04)	(0,06)	(0,05)	(0,05)	(0,06)
Le ménage a vu son niveau de vie augmenter	*2,3*	*3,8*	*4,8*	*-0,2*	*1,2*	*2,5*	*-2,1*	*-4,7*	*-6,1*
	(2,64)	(2,96)	(3,68)	(3,03)	(3,87)	(5,33)	(3,42)	(4,63)	(5,88)
Niveau de vie par UC 2003									
< 600 euros	*3,2*	*-2,2*	*-2,2*	*4,4*	*0,0*	*-0,1*	*5,5*	*0,7*	*-0,7*
	(2,54)	(2,71)	(3,12)	(3,56)	(4,21)	(5,05)	(3,69)	(4,36)	(4,72)
>= 1200 euros	-9,5	-5,5	-5,2	-6,0	*-2,8*	*-2,3*	*-5,2*	*-4,0*	*-4,0*
	(2,19)	(2,22)	(2,24)	(2,63)	(2,94)	(3,01)	(2,98)	(3,59)	(3,76)
est devenu propriétaire depuis l'entrée	-3,1	*-1*	*-0,7*	*-2,3*	*1,5*	*1,7*	*-0,1*	*0,9*	*0,8*
	(1,33)	(1,34)	(1,32)	(1,87)	(1,63)	(1,6)	(2,48)	(2,68)	(2,88)
support	1732			887			814		
commun	79,8			92,5			88,2		

(écart-type)
* : Log (niveau de vie par UC 2003) - log (niveau de vie par UC avant)
Lecture : Pour les personnes entrées en CES fin 1997, le taux de croissance du niveau de vie par UC entre 2003 et 1997 est supérieur à celui des témoins de 7 points d'après l'estimateur en noyau et de 1 point selon l'estimateur pondéré (résultat non significatif).
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de politique d'emploi

Le fait que le CES soit peu efficace en moyenne sur les trajectoires des bénéficiaires ne signifie pas pour autant qu'il n'ait aucun effet positif, au niveau individuel ou macroéconomique. Le CES peut ainsi permettre de se repositionner durablement dans une logique d'insertion sociale par l'activité professionnelle et d'accumuler des droits sociaux. Au niveau macroéconomique, ce contrat joue un rôle contrat cyclique important pour contenir le chômage (Simonin, 2002)[19].

Les stages Sife collectif : un effet non significatif

Si l'on se limite aux signes des coefficients, les SIFE collectif semblent accroître légèrement le taux d'emploi des bénéficiaires par rapport au groupe témoin, l'effet étant surtout favorable à court-terme, y compris sur l'emploi non aidé (tableau 10). Ce constat pourrait s'expliquer par le fait que 73 % des bénéficiaires ont effectué une partie de leur stage en entreprise et que 20 % d'entre eux ont ensuite été recrutés par celle-ci après le stage. Toutefois, le faible nombre d'individus dans l'échantillon nuit à la précision des estimateurs, aucun n'étant significatif au seuil de 5 %.
Les stages évalués ici sont par ailleurs assez a-typiques : ils ont une durée de 3 à 6 mois, alors que la majorité des stages effectués en 1999 sont plus courts ou plus longs (de Palmas, Zamora, 2004).

[19] Compte tenu du fort taux de prise en charge de son coût par l'Etat, on estime qu'à court terme, 100 CES créés augmentent l'emploi de 90 unités et réduisent le chômage de 72 (Dares, 2003).

Tableau 10
Résultats sur l'amélioration* de l'emploi pour les stages SIFE collectif

En %

	estimateur naïf	estimateur noyau	estimateur pondéré
Emploi ordinaire			
mars 2000	*2,4*	*4,5*	*5,4*
	(4,30)	(5,96)	(6,14)
mars 2002	*-2,4*	*0,5*	*2,5*
	(5,19)	(6,02)	(6,02)
mars 2003	*-4,7*	*-1,4*	*0,3*
	(5,23)	(6,33)	(6,84)
Emploi total			
mars 2000	*6,9*	*9,1*	*10,3*
	(4,91)	(6,76)	(6,65)
mars 2002	*-0,9*	*2,9*	*5,3*
	(5,56)	(6,60)	(6,40)
mars 2003	*-2,3*	*0,6*	*2,6*
	(5,37)	(6,92)	(7,38)
support		670	
commun		76,0	

(écart-type)
* : emploi après – emploi janvier 1999
Lecture : Pour les personnes entrées en SIFE mi 1999, l'écart entre le taux d'emploi ordinaire en mars 2000 et celui de janvier 1999 est supérieur à l'écart observé sur les témoins de 4,5 points d'après l'estimateur en noyau et de 5,4 points selon l'estimateur pondéré. Ces résultats ne sont pas significatifs au seuil de 5%.
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de politique d'emploi

Le passage par un stage Sife procure aux bénéficiaires des trajectoires d'emploi plus longues que celles des non bénéficiaires. Les emplois occupés sont aussi nettement moins souvent à temps partiel (tableau 11). A l'opposé, la formation ne semble pas avoir d'impact favorable à moyen terme sur les salaires.

Tableau 11
Résultats sur l'emploi occupé en 2003 pour les SIFE

En %

	estimateur naïf	estimateur noyau	estimateur pondéré
Salaire mensuel net (*en euros*)	*-68*	276	*108*
	(70,4)	(34,2)	(60,7)
Salaire horaire net (*en euros*)	*1*	3	*2*
	(1,10)	(1,05)	(1,14)
Proportion de salaire supérieur à 900 euros	*-0,5*	15,0	*5,5*
	(4,41)	(3,29)	(4,81)
CDI	*-5,0*	*-2,5*	*-1,0*
	(4,29)	(4,76)	(4,94)
Temps partiel	-10,4	-11,1	-10,1
	(3,0)	(4,09)	(4,18)
nombre de mois en emploi depuis janvier 2000	5	7	8
	(1,29)	(1,49)	(1,57)
support		670	
commun		76,0	

(écart-type)
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de politique d'emploi

Enfin, les Sife collectifs n'ont pas d'effets robustes ni significatifs sur l'évolution des conditions de vie des bénéficiaires (tableau 12).

Tableau 12
Résultats sur les conditions de vie en 2003 pour les SIFE

En %

	estimateur		
	naïf	noyau	pondéré
Taux de croissance du niveau de vie par UC *	*0,03*	*-0,01*	*-0,04*
	(0,05)	(0,06)	(0,07)
Revenu mensuel par UC en 2003 (*en euros*)	*-139*	*-16*	*3*
	(57,6)	(53,0)	(77,2)
Le ménage a vu son niveau de vie augmenter	*0,4*	*-4,9*	*-1,2*
	(4,05)	(4,61)	(6,63)
Niveau de vie par UC < 600 euros	8,3	*0,3*	*2,0*
	(3,99)	(5,18)	(5,66)
Niveau de vie par UC >=1200 euros	-7,8	*-5,8*	*-4,7*
	(3,23)	(3,83)	(3,74)
est devenu propriétaire depuis l'entrée	*-4*	*-2,5*	*-2,2*
	(2,02)	(2,41)	(2,41)
Support commun		670	
		76,0	

(écart-type)
* : Log (niveau de vie 2003) - log (niveau de vie avant)
Lecture : Pour les personnes entrées en SIFE mi 1999, le taux de croissance du niveau de vie par UC entre 2003 et 1999 est inférieur à celui des témoins de 1 point (estimateur en noyau) et de 4 points (estimateur pondéré), résultats non significatifs.
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de politique d'emploi

Enfin, la comparaison des bénéficiaires de CES courts et de stages SIFE de 3 à 6 mois, c'est-à-dire l'effet du CES comparativement au SIFE pour 1999, fait apparaître que le stage de formation assure un retour à l'emploi non aidé significativement plus fort à court-terme.

Dépasser l'effet moyen du traitement ?

Les traitements des politiques sociales sont loin d'être uniformes et varient en fonction de la population, de la zone géographique, des comportements passés des bénéficiaires ou du choix des opérateurs et des entreprises. Les travaux d'évaluation doivent prendre en compte cette diversité et caractériser comment le traitement varie à travers la population (Manski, 2001). Ainsi, les agents du service public de l'emploi (SPE) chargés de placer les contrats aidés et d'accompagner les demandeurs d'emploi, n'ont jamais devant eux des individus moyens. Il faudrait donc décomposer la mesure de l'efficacité des programmes en fonction des catégories de profils utilisées pour permettre aux acteurs de la politique de l'emploi d'affiner leurs choix. De ce point de vue, les sources de données reprenant les informations employées par les gestionnaires car tirées des fichiers administratifs sont intéressantes, l'évaluateur disposant alors de la même information que celle qui était en possession des agents du SPE.

L'étude est conduite ici sur une population de bénéficiaires spécifique, entrés en dispositif à une période donnée (la fin des années 1990) et inscrits à l'ANPE. Elle incorpore des informations sur la durée du passage en mesure et établit à ce titre un lien entre le « contenu » du passage et son efficacité. Il n'est cependant pas possible d'ouvrir davantage la « boite noire » en raison de la taille limitée des échantillons dont nous disposons. Il aurait pourtant été utile de pouvoir aller plus loin pour déterminer ce qui, dans le déroulement du dispositif, a des effets plus ou moins favorable, sur le devenir des bénéficiaires. Ainsi, les éléments descriptifs disponibles semblent indiquer que les CES incorporant de la formation ou de l'accompagnement par l'employeur ou le service public de l'emploi induisent des trajectoires professionnelles plus favorables (Defosseux, 2003). Le statut de l'employeur semble également déterminant : meilleure insertion des CES qui se sont déroulés dans un établissement public administratif, par exemple. De même, les stages de formation aboutissant à une certification de la

formation conduisent davantage vers l'emploi (de Palmas, Zamora, 2004). La taille et le secteur d'activité de l'employeur semblent également contribuer au succès des meures. L'insertion professionnelle est ainsi moins favorable pour les personnes recrutées en CIE dans les très petites entreprises (moins de trois salariés). Les bénéficiaires embauchés dans le secteur des services aux entreprises sont au contraire plus souvent en emploi deux ans après la fin de l'aide (Berger, 2003).

Dépasser l'effet moyen consiste aussi à mesurer l'efficacité pour quelques grandes catégories de populations. Compte tenu des contraintes liées à la taille des sous-échantillons, seules quelques analyses détaillées ont pu être menées.

Ainsi, le passage en CIE a, pour les femmes, des effets équivalents à ceux de la population totale en termes d'emploi non aidé, en 2002 et en 2003, mais apparaît en revanche moins favorable en termes de taux d'emploi global. Pour les individus âgés de 26 à 49 ans, les chômeurs de longue durée ou les personnes vivant sous le seuil de pauvreté avant l'entrée, le passage par le CIE s'avère plus efficace que la moyenne, quelque soit l'indicateur d'emploi retenu.

Le passage en CES est plus profitable (ou moins défavorable) pour les 26-49 ans, en particulier à court terme pour les CES d'un an, avec un accès à l'emploi non aidé significativement plus élevé pour ce sous groupe comparativement aux témoins. Les femmes qui effectuent un CES long se retrouvent dans une situation moins défavorable du point de vue de l'emploi, mais l'écart non significatif reste à l'avantage des demandeurs d'emploi du groupe témoin pour l'emploi non aidé. Les personnes vivant sous le seuil de pauvreté avant l'entrée en CES sont dans la même situation à l'égard de l'insertion dans l'emploi que la moyenne des bénéficiaires.

Le stage Sife s'avère plus efficace à court terme pour les 26-49 ans, au moins en termes d'emploi total. Les personnes déclarant les niveaux de vie les plus faibles ne sont ni avantagées ni désavantagées par le passage dans ces stages.

Conclusion

Le panel des bénéficiaires constitue un outil original et précieux pour enrichir la connaissance sur l'évaluation des programmes ciblés de la politique de l'emploi. Son principal apport provient de la richesse des données collectées et de l'homogénéité du questionnement pour le couple bénéficiaires-témoins. Les données mobilisées ici offrent ainsi des informations originales sur des dimensions inexplorées jusqu'à présent et pourtant essentielles dans l'évaluation de politiques visant à lutter contre l'exclusion et à renforcer la cohésion sociale.

L'évaluation de l'impact du passage en dispositif par une méthode d'appariement non paramétrique, confirme plusieurs résultats souvent connus, mais en y apportant un degré de précision accru : efficacité du CIE, en terme de retour à l'emploi et d'amélioration du niveau de vie ; inefficacité du CES sur le moyen terme, l'insertion dans l'emploi restant trop souvent cantonnée à une succession de contrats aidés, faible efficacité des stages SIFE, du moins pour les durées de 3 à 6 mois.

Ces résultats restent toutefois sensibles à la méthode de correction des biais de sélection mise en œuvre (Brodaty et *alii*, 2005). Une meilleure caractérisation de l'environnement social, familial et de l'histoire professionnelle des bénéficiaires et des individus du groupe témoin pourrait permettre, à terme, de réduire l'hétérogénéité inobservée. Plus généralement, la taille limitée des échantillons constitue un obstacle pour des analyses plus pointues, notamment par sous-populations (au sens des critères d'éligibilité) ou modalités de la politique de l'emploi. L'utilisation de bases administratives

longitudinales, complétées d'enquêtes légères, serait sans doute la voie à suivre pour disposer d'échantillons de grande taille à des coûts raisonnables.

Bibliographie

Adjerad S., Defosseux M. (2005), « Les bénéficiaires du RMI dans les contrats aidés : un accès privilégié aux contrats emploi solidarité », *Premières synthèses*, n°06.1, février.

Behaghel L. (2003), « Insécurité de l'emploi : le rôle protecteur de l'ancienneté a-t-il baissé en France ? », *Economie et statistique*, n°366, (p. 3-23).

Belleville A., Charpail C. (2000), « Maintien dans l'emploi ou retour au chômage à l'issue d'un contrat initiative emploi : le poids de la conjoncture économique», *Premières synthèses*, n°44.2, Novembre.

Belleville A., Saint-Martin A. (2002), « Emplois aidés et performances des entreprises», *Premières synthèses*, n°02.1, Janvier.

Berger E. (2003), « Le CIE : un retour durable à l'emploi », *Premières synthèses*, n°44.5, octobre.

Berger E., Defosseux M., De Palmas J.-P., Even K., Mas S., Sanchez R., Zamora P. (2002), « Les bénéficiaires des politiques de l'emploi : des parcours sensibles aux mouvements conjoncturels de l'économie », *Premières synthèses*, n°52.3, Décembre.

Berger E., Defosseux M., Even K., Fleuret A., Mas S., Sanchez R. (2004), « Les bénéficiaires des politiques de l'emploi, trois ans après la sortie d'un contrat aidé : entre consolidation professionnelle et réinstallation dans le chômage », *Premières synthèses*, n°32.1, Août.

Berger E., Klein T. (2005), « Après un contrat aidé : le niveau de vie progresse », *Premières synthèses*, n°11.2, Mars.

Bonnal L., Fougère D., Serandon A. (1997), "Evaluating the Impact of French Employment Policies on Individual Labour Market Histories", *Review of economic studies*, vol 64(4), October (p. 683-713)

Bonnal L., Mendès S., Sofer C. (2003), « Comparaison de l'accès au premier emploi des apprentis et des lycéens », *Annales d'Economie et Statistiques*, n° 70, (p.31-52).

Brodaty T., Crépon B., Fougère D. (2001): "Using Kernel Matching Estimators to Evaluate Alternative Youth Employment Programs: Evidence from France, 1986-1988", *in* Lechner and Pfeiffer (eds.), *Econometric Evaluations of Labour Market Policies*, Heidelberg: Physica Verlag, (p. 85-124).

Brodaty T., Crépon B., Fougère D. (2005), « Les méthodes micro économétriques d'évaluation : développements récents et application aux politiques actives de l'emploi », *Economie et prévision*, à paraître

Cavaco S., Fougère D., Pouget J. (2004), « Convention de conversion et retour à l'emploi », *Economie et prévision*, n°164-165 (p. 93-111).

Charpail C., Klein T., Zilberman S. (2005), « Evaluation des politiques de l'emploi », *Document d'études*, Dares, n°95, février.

Charpail C., Zilberman S. (1999), « Le contrat initiative emploi, une mesure de réinsertion durable ? », *Premières synthèses*, n°46.1, novembre

Dares (2003), *Les politiques de l'emploi et du marché du travail*, collection Repères, n°373, la Découverte, Paris.

De Palmas J.-P., Zamora P. (2004), « Les stages d'insertion et de formation professionnelle (SIFE) : un meilleur accès à l'emploi quand ils sont certifiants », *Premières synthèses*, n°10.1, mars.

Defosseux M. (2003), « La formation au cours du CES : une influence durable sur les parcours mais un accès limité », *Premières synthèses*, n°44.2, octobre.

Delvaux G. (2005), « Près de trois allocataires de l'assurance chômage sur dix exercent une activité réduite », *Point statis*, n°9, Unédic, mars.

Dérosières A. (2004), « Enquêtes *versus* registres administratifs : réflexions sur la dualité des sources statistiques », *Courrier des statistiques*, n°111, septembre (p. 3-16).

Even K. (2002), « Un outil rénové pour évaluer la politique de l'emploi et de la formation professionnelle : le panel des bénéficiaires », *Premières informations*, n°33.1, Août

Fiole M., Roger M. (2002), « Les effets sur l'emploi de la loi du 11 juin 1996 sur la réduction du temps de travail », *Economie et statistique*, n°357-358, (p. 3-19)

Fredrikson P., Johansson P. (2003), *Employment, mobility and active labor market programs*, IFAU working paper, n°3, Uppsala University,january (39p.).

Gautié J. (1996), « L'évaluation de la politique de l'emploi en faveur des jeunes en France », *Dossier du CEE*, n°8,

Guimiot A., Klein T. (2004), « Que deviennent les allocataires du RMI et de l'ASS passés par un dispositif de la politique de l'emploi ? », *in* Observatoire national de la pauvreté et de l'exclusion sociale, *Les travaux 2003-2004*, La documentation française, Paris (p. 549-568).

Heckman J., Ichimura H., Todd P. (1997), "Matching As An Econometric Evaluation Estimator : Evidence from Evaluating a Job Training Programme", *Review of economic studies*, vol 64(4), n°221, October (p. 605-654)

Heckman J., Lalonde R., Smith J. (1999), "The economics and econometrics of active labor market programs", *in* Ashenfelter and Card (eds), *Handbook of labor Economics*, Elsevier (p 1865-2097)

Heckman J., Smith J. (2004). « The determinants of Participation in a Social Program : Evidence from a Prototypical Job Training Program », *Journal of Labor Economics*, vol 22(2), (p. 243-298).

Klein T. (2004), « Evaluation microéconomique du passage par un contrat de qualification. Les enseignements d'une analyse des effets bruts », *Economie et prévision*, n°164-165, (p. 131-144).

Magnac T. (1997), "Les stages et l'insertion professionnelle des jeunes : une évaluation statistique", *Economie et statistique*, n°304-305, (p 75-94)

Manski C. (2001), "Designing Programs for Heterogeneous Populations : the Value of Covariate Information", *American economic Review*, vol 91(2), may (p103-106)

Simonin B. (2002), « Vers une unification des contrats emploi solidarité et des contrats emploi consolidés ? », *Quatre pages CEE*, n°51, mai.

Simonnet V., Ulrich V. (2000), "La formation professionnelle et l'insertion sur le marché du travail : l'efficacité du contrat d'apprentissage", *Economie et statistique*, n°337-338, (p 81-95)

Sollogoub M., Ulrich V. (1999), "Les jeunes en apprentissage ou en lycée professionnel. Une mesure quantitative et qualitative de leur insertion sur le marché du travail ", *Economie et statistique*, n°323, (p 31-52)

Stankiewicz F. (1995), « La mesure de l'efficacité des stages de formation destinés aux demandeurs d'emploi », *Travail et emploi*, n°64, (p 49-63).

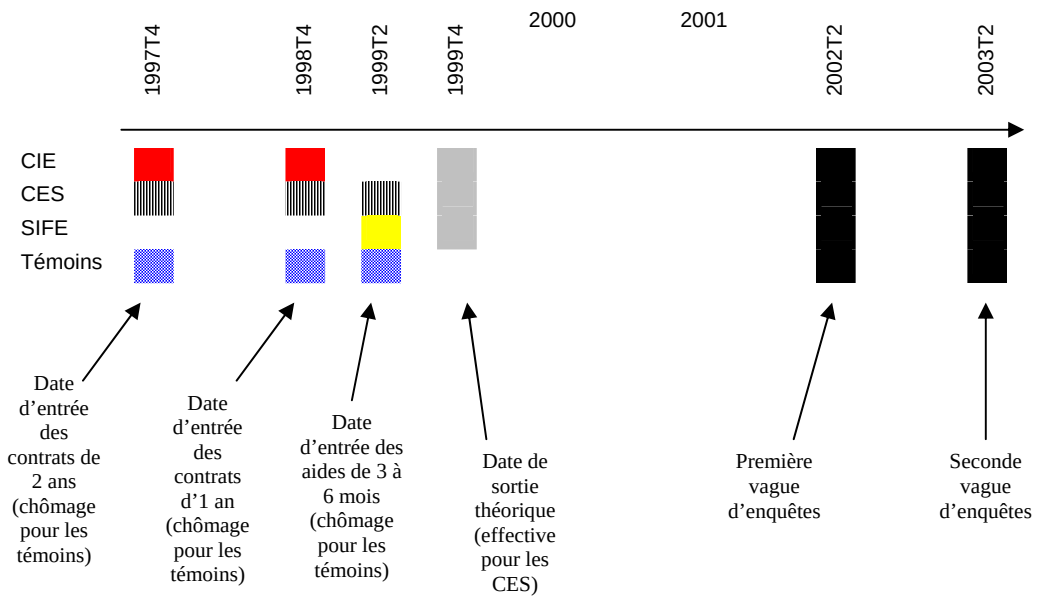
Encadré 1

LES COHORTES DE BENEFICIAIRES SORTANT DE MESURE ET LA CONSTRUCTION DU GROUPE TEMOIN

L'analyse menée utilise le Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi et de la formation professionnelle de la Dares comme source d'information. Rénové récemment, ce Panel se prête particulièrement bien à l'étude de l'efficacité des dispositifs de politique d'emploi en raison de la grande richesse de l'information collectée (inédite pour une grande part), du couplage avec une population témoin, et de la grande diversité des types de contrats suivis. Il s'appuie sur les fichiers administratifs d'entrants en dispositif, ce qui garantit la qualité de certaines informations (par exemple la perception de minima sociaux) et surtout permet d'identifier exactement les personnes passées en contrat aidé. Les informations tirées des deux premières vagues d'interrogation de ce panel, et notamment une rétrospective mois par mois sur cinq ans de l'itinéraire professionnel ont été exploitées. Les anciens bénéficiaires interrogés étaient entrés pour la plupart dans une dizaine de dispositifs fin 1997, fin 1998 et mi 1999, et tous étaient théoriquement sortis au dernier trimestre 1999 (Even, 2002).

C'est donc une cohorte de sortants de contrats aidés à un moment précis (et donc de ré-entrants sur le marché du travail à un moment donné) qui fait l'objet de l'étude. La fenêtre d'observation est strictement identique (et donc de même longueur) pour tous les individus et permet par son ampleur de prendre en compte des évolutions de moyen terme. La situation conjoncturelle au moment de la ré-entrée sur le marché du travail, potentiellement très rapidement changeante, et dont on sait qu'elle est un paramètre crucial de la vitesse de retour à l'emploi (Berger et *alii*, 2002), était donc identique pour tous les individus.
Parmi les critères de représentativité ayant présidé aux échantillonnages figure le temps passé en contrat aidé. On peut donc parler d'un système de suivi de cohortes d'entrants-sortants. La prise en compte de la durée du passage en dispositif est un apport d'autant plus intéressant que c'est un élément qui est probablement corrélé avec la variable d'intérêt.

Les différentes étapes du panel



Quelle population pour mener la comparaison avec les bénéficiaires ? Les travaux existants mettent en avant les critères d'éligibilité comme élément déterminant (Heckman et *alii*, 1999). Dès lors la cible retenue pour les témoins est constituée des personnes éligibles aux dispositifs mais n'y étant pas entrées aux moments où les bénéficiaires ont été admis. Plus précisément, ces témoins étaient au chômage au moment où les bénéficiaires entraient en dispositif. Quatre variables présentes dans les deux types de Fichiers administratifs sollicités (fichiers de bénéficiaires pour les uns, fichier Unedic

pour les autres) ont été utilisées pour cette sélection : l'ancienneté au chômage, l'âge, le sexe et le diplôme.
Les individus servant à l'estimation du contrefactuel ont été interrogés exactement selon la même procédure que les bénéficiaires (même date de collecte de l'information, mêmes enquêteurs et même protocole d'administration). Cette spécificité assure l'obtention d'une information complète, et surtout, homogène c'est à dire excluant tout biais lié à des différences de moment d'enquête ou de protocole de passation des entretiens.
Pour chaque dispositif et chaque date d'entrée, les échantillons de témoins ont été tirés de façon à reproduire la répartition des bénéficiaires selon les quatre variables citées ci-dessus en 2*3*3*3 = 54 strates. Certains individus pouvant témoigner pour plusieurs dispositifs du fait de leurs caractéristiques, il n'était prévu d'interroger que 5000 individus.

A l'issue des deux vagues d'enquêtes, du fait d'un taux de réponse relativement faible lié à l'ancienneté des coordonnées disponibles dans les fichiers administratifs, de l'attrition habituelle entre les deux vagues et des contraintes posées par la comparaison avec les témoins, les échantillons disponibles sont de taille plus ou moins réduite (tableau 13).

Tableau 13
Taille des échantillons par période d'entrée

	Période d'entrée			
Population	1997	1998	1999	Total
CIE	871	136		1007
CES	442	388	297	1127
SIFE			256	256
Témoins	1728	571	626	2925
Ensemble	3041	1095	1179	5315

Source : Dares, Panel des bénéficiaires de politique d'emploi

Les seules réponses mobilisées ici sont celles de la seconde vague car certaines variables utilisées dans la modélisation (logement, transports, santé et handicap, discrimination…), ne sont disponibles que dans celle-ci.

Si les individus du groupe témoin étaient au chômage au périodes d'entrée, certains sont entrés dans un programme de la politique de l'emploi soit dans les années précédentes soit dans les mois suivants. Après examen des diverses possibilités (exclure les personnes ayant occupé un emploi aidé avant ; exclure les emplois aidés après ; exclure tous les emplois aidés avant ou après l'entrée des bénéficiaires…), il est apparu préférable de garder tous les témoins, y compris ceux qui ont participé à un dispositif avant ou après. Certains bénéficiaires ont eux aussi participé à un programme avant l'entrée dans celui qui nous intéresse ; d'autres ont connu une récurrence d'emplois aidés. En outre, exclure les personnes ayant occupé des emplois aidés revient à modifier profondément la structure de la population en éliminant de fait certaines des personnes les plus proches, les plus comparables, des bénéficiaires.

Ce choix d'une construction par cohortes d'entrants-sortants (c'est à dire par sous populations homogènes) n'est pas neutre. Il permet d'être très précis sur l'efficacité des mesures car les attributs utilisés présentent un grand degré de finesse, incluant notamment des éléments d'explication des effets rarement employés (la durée des contrats) et tenant aux dispositifs eux mêmes (et donc pas seulement aux caractéristiques des individus). En contrepartie n'est fourni dans cette étude qu'une mesure des effets nets par sous populations d'entrants, et pas pour l'ensemble des sortants à l'instant t.

Encadré 2

LA METHODE D'APPARIEMENT

Mesurer l'efficacité du passage par un dispositif de politique d'emploi (D=1) sur les anciens bénéficiaires possédant les caractéristiques observables X nécessite le recours à une modélisation car par nature, il est impossible de comparer leur situation (Y_1) à un moment donné E(Y_1 | X, D = 1) avec celle qu'ils auraient connu en cas de non passage E(Y_1 | X, D = 0). Si la première est observable, la seconde ne l'est pas. On contourne cette impossibilité en l'estimant à partir de la situation (Y_0) des individus non bénéficiaires E (Y_0 | X, D = 0), nommés témoins par la suite. Mais on ne peut se contenter de mesurer l'écart de situation E(Y_1 | X, D = 1) - E (Y_0 | X, D = 0) car les bénéficiaires et les témoins sont susceptibles de se distinguer à bien d'autres égards que le simple fait d'avoir été ou non bénéficiaires. L'entrée en mesure résulte d'une sélection non aléatoire par le service public de l'emploi et par les employeurs qui peut conduire à retenir, selon les dispositifs, les personnes les plus employables ou bien, à l'inverse les moins employables. De plus, une forme d'auto-sélection peut s'opérer.
Le biais introduit si l'on n'y prend pas garde vaut E(Y_0 | X, D = 0) - E (Y_0 | X, D = 1). Afin de pouvoir mesurer l'effet réel, il convient de neutraliser l'influence de ces biais de sélection en retenant parmi les témoins ceux ressemblant le plus fidèlement possible aux anciens bénéficiaires en estimant leur devenir s'ils avaient été traités E(Y_0 | X, D = 1). Cette estimation est possible modulo l'hypothèse selon laquelle, conditionnellement à l'observation d'un ensemble pertinent d'attributs X, l'entrée en mesure (D) et la variable d'intérêt (Y) peuvent être perçues comme indépendantes. Autrement dit, on suppose que l'on a accès à toute l'information qui a déterminé la participation ou la non participation des individus aux contrats aidés. Pour un appariement de qualité, et donc une correction fine des biais, cela nécessite de pouvoir disposer d'une masse d'informations importante. Les bénéficiaires et les témoins dont les attributs sont proches, sont alors appariés et leurs situations professionnelles peuvent alors être comparées et l'efficacité du passage par un dispositif être mesurée.

La mesure de la proximité des individus est réalisée en deux étapes. En premier lieu nous expliquons les entrées en mesure par un ensemble de caractéristiques observables recueillies grâce à l'enquête. On effectue pour ce faire une régression logistique (polytomique non ordonnée). En effet, la proximité des critères d'éligibilité témoignant d'une certaine homogénéité des cibles des trois dispositifs visant au départ des demandeurs d'emploi, nous a conduit à nous placer dans une optique d'évaluation sous forme de multi-traitement, c'est-à-dire à considérer que chaque individu avait le choix entre la participation à deux programmes (du fait du protocole d'organisation de l'enquête).

Les attributs pris en compte dans cette étude repose sur :

- des variables démographiques (sexe – âge – niveau de formation - situation familiale - niveau de vie – être propriétaire)
- des éléments tenant à la situation antérieure à la date d'entrée (objectif avant – parcours professionnel – catégorie d'emploi – ancienneté au chômage - démarches de recherche d'emploi)
- des informations liées à des difficultés particulières (handicap physique – discrimination sur l'origine – transport)

Pour chaque individu on détermine alors la probabilité (estimée) d'entrer en mesure P [D=1 | X] conditionnellement aux caractéristiques observables choisies. Cette probabilité, appelée aussi score canonique est un résumé uni-dimensionnel de l'ensemble des variables explicatives. Parmi les individus ayant une probabilité d'entrer proche de 1 on trouve beaucoup de personnes effectivement entrées et peu de personnes non entrées (et inversement pour une probabilité proche de 0). Ces individus n'ont donc pas de véritable contrefactuel. Pour des raisons de qualité des appariements réalisés et donc de précision de l'estimation, la poursuite de celle-ci s'effectue en tronquant les distributions de leur premier et dernier centiles.
Notons que par construction le modèle délivrant les scores canoniques ne doit pas être trop performant sous peine d'obtenir une probabilité estimée d'entrée égale à 0 pour les non traités et égale à 1 pour les autres. La résultante serait des supports disjoints rendant impossible toute comparaison (Brodaty et *alii*, 2005). Dans le cas des politiques d'emploi, et malgré l'apport de nombreuses variables pour la plupart inédites, ce cas de figure ne s'est pas présenté et aucune restriction quant à l'explication de l'entrée en mesure n'a été opérée.

La seconde étape est celle de l'estimation à proprement parler. Si la variable d'intérêt servant à statuer sur l'efficacité du dispositif est la situation professionnelle à un instant t, la situation professionnelle du contrefactuel est estimée par une moyenne pondérée de celles des individus du groupe témoin.

Deux types de pondérations ont été mises en œuvre ici :
L'**estimateur pondéré** proposé par Dehejia et Wahba (1995) où les coefficients de pondération dépendent du score calculé dans l'étape précédente :

$$\hat{\alpha} = \frac{1}{n_1}\left[\sum_{i \in I_1} Y_{1i} - \sum_{i \in I_0} \frac{P_i}{1-P_i} Y_{0i}\right]$$

L'**estimateur à noyau** développé par Heckman, Ichimura et Todd (1998) où chaque individu du groupe de contrôle participe à la construction du contrefactuel d'un bénéficiaire avec une importance qui varie selon la distance entre son score et celui de l'individu considéré :

$$\hat{\alpha} = \frac{1}{n_1}\sum_{i \in I_1}\left[\ Y_{1i} - \sum_{j \in I_0} W(i,j) Y_{0j}\right]$$

où $W(i,j) = \dfrac{G\left(\dfrac{P_j - P_i}{h_j}\right)}{\sum_{j \in I_0} G\left(\dfrac{P_j - P_i}{h_j}\right)}$ est la fonction poids établie à partir d'une fonction à noyau G intégrant un paramètre de largeur de bande h_j[20]

L'écart type de l'estimateur est obtenu en appliquant les méthodes du *bootstrap*, en répliquant l'ensemble de la procédure d'estimation 100 fois sur 100 échantillons tirés aléatoirement avec remise.

La confrontation avec l'estimateur **Naïf**, défini comme le simple écart de situation entre les personnes passées en mesure et les autres $E(Y_1| X, D=1) - E(Y_0| X, D=0)$, permet d'apprécier l'existence d'un biais de sélection.

Deux types d'estimateurs ont été calculés : l'estimateur simple et l'estimateur différence-en-différence.

- Le premier mesure l'impact, α, du passage en dispositif en imputant les données afférentes aux témoins, aux résultats sur les bénéficiaires. Celui-ci est solution de :

  $$Y_{it} = \varphi(X_{it}) + D_i\alpha^* + U_{it}$$

  où i et t représentent respectivement l'individu et la date après le passage en mesure, Y la variable d'intérêt, X les caractéristiques observables et α l'impact du passage.

- Le second mesure l'impact par la différence, entre bénéficiaires et témoins, de la variation de la variable d'intérêt (écart bénéficiaires-témoins des améliorations respectives du taux d'emploi par exemple). Il est solution de :

  $$Y_{it} - Y_{it'} = \varphi(X_{it}) - \varphi(X_{it'}) + D_i\alpha^* + U_{it} - U_{it'}$$

  où t' et t représentent respectivement la date avant le passage en mesure et celle après le passage en mesure. Par construction cet estimateur élimine les sources potentielles de biais qui perdure dans le temps, tel que la différence géographique entre les bénéficiaires et les témoins.

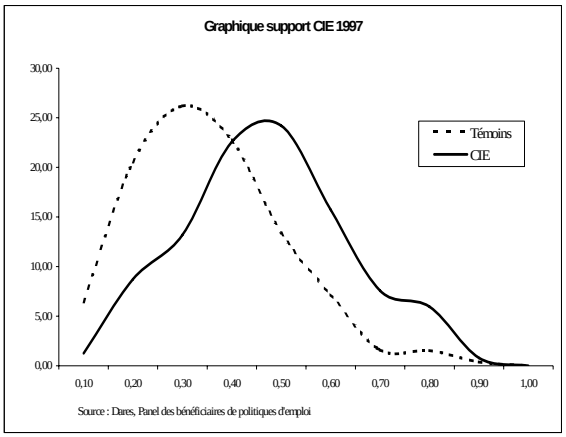
[20] La fonction G utilisée ici est celle d'Epanechnikov : $G(u) = ¾ (1-|u|^2)$ si $|u| \leq 1$, $G(u)=0$ sinon, avec une fenêtre de Silverman h définie de la façon suivante : $h_j = 1.364\ \sigma_{sj}\ n_j^{-1/5}\ 15^{1/5}$ (σ_{sj} est l'écart type du score canonique au sein du groupe de contrôle, et n_j le nombre d'individus constituant le groupe de contrôle).

Annexe 1

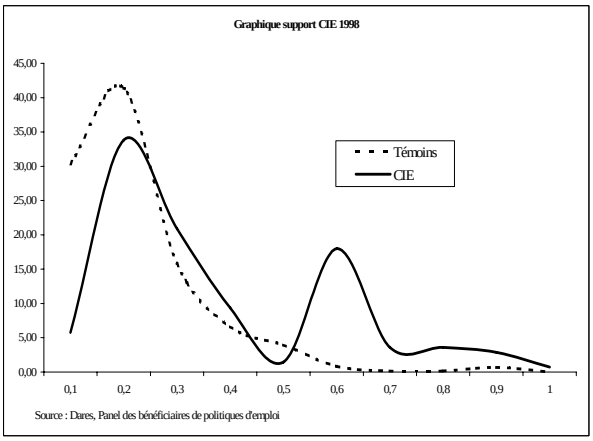
La probabilité d'entrer en dispositif a été estimée par un logit polytomique sur la base d'un jeu réduit de variables observables. Les graphiques donnent la distribution des probabilités simulées d'entrée en dispositif à l'aide des coefficients estimés du logit pour les deux populations: ceux qui sont entrés et ceux qui ne le sont pas. L'existence d'un support commun suffisamment fourni est une condition nécessaire à la mise en oeuvre des méthodes d'appariement.

Supports communs

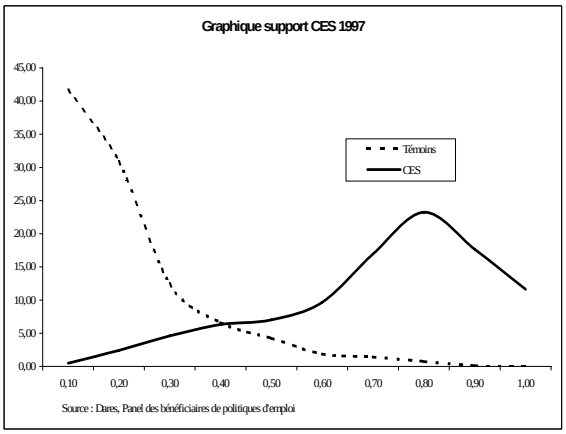
CIE 97



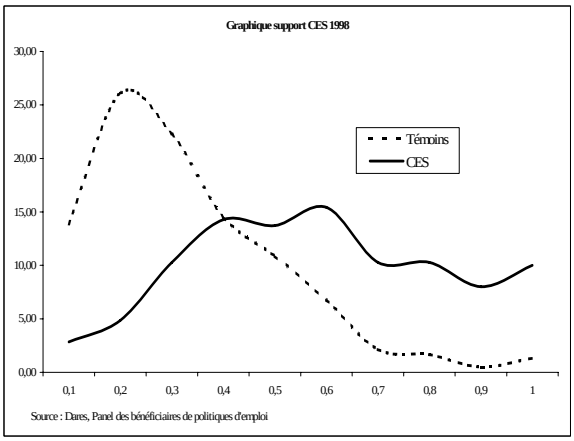
CIE 98



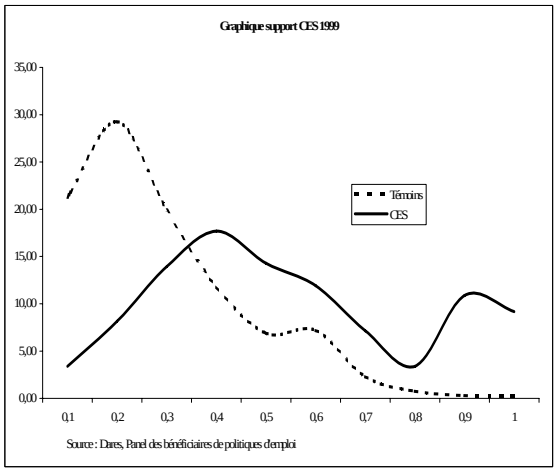
CES 97



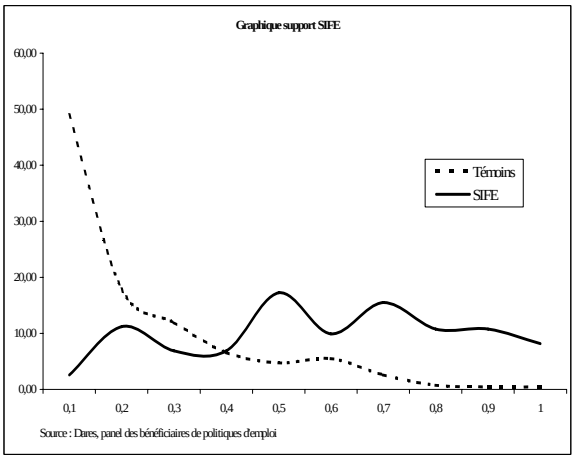
CES 98



CES 99



SIFE

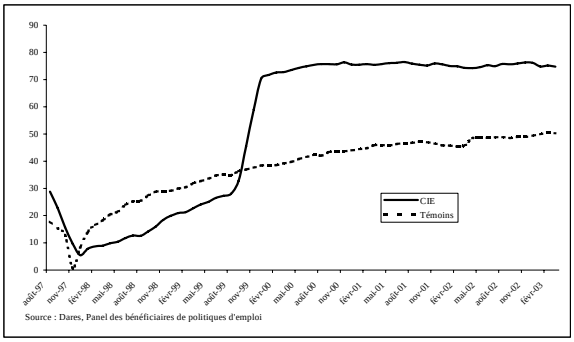


Annexe 2

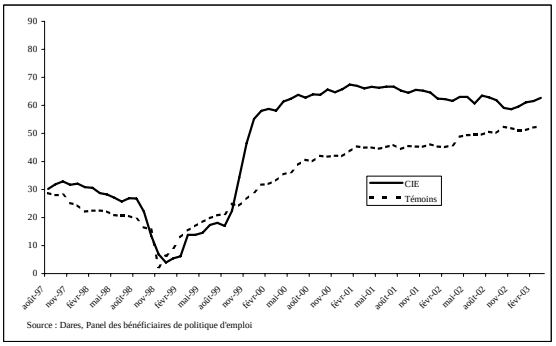
Evolution du taux d'emploi ordinaire des bénéficiaires et des témoins entre août 1997 et mars 2003

Sont présentés ici les taux d'emploi observés chaque mois, redressés en fonction de l'âge, du sexe, du niveau de formation (et de l'ancienneté de chômage pour les CIE et leurs témoins). Pour les CES, les durées réelles dans le contrat étaient connues, d'où ces trois phases d'absence d'emploi ordinaire pendant le déroulement du dispositif, tandis que pour le CIE et le SIFE collectif, seules les durées prévues, théoriques, étaient connues, le taux d'emploi ordinaire croît donc à mesure que les personnes sortent vers l'emploi. Tant que le salarié fait bénéficier son employeur de l'aide du CIE (au maximum deux ans, les aides pérennes n'étant pas prises en compte), il est en emploi aidé. S'il est maintenu chez l'employeur quand l'aide s'arrête, il est considéré comme étant en emploi ordinaire, non aidé.

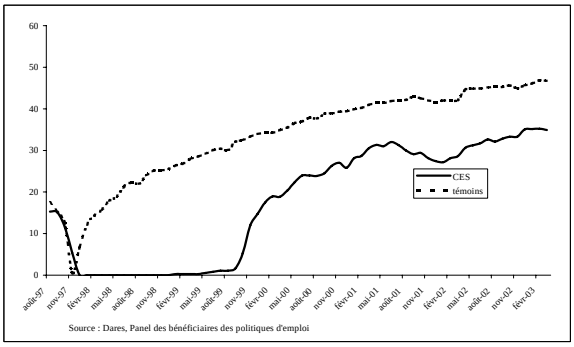
CIE 1997



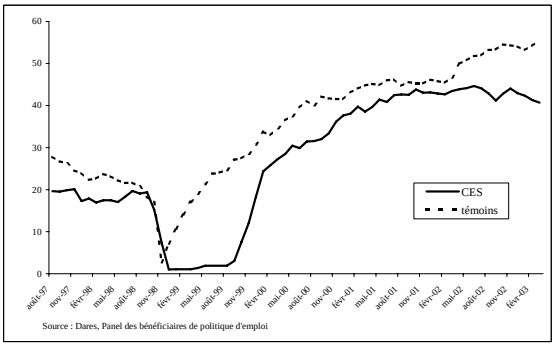
CIE 1998



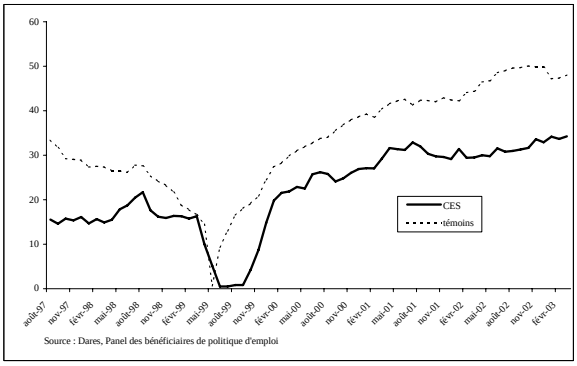
CES 1997



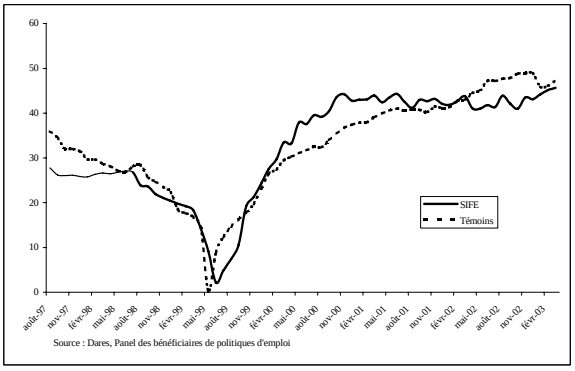
CES 1998



CES 1999



SIFE



Annexe 3

Résultats en niveau sur le taux d'emploi

Résultats sur l'emploi pour les CIE

en %

	1997			1998		
	estimateur			estimateur		
	naif	noyau	pondéré	naif	noyau	pondéré
Emploi ordinaire						
mars 2000	30,2 (2,03)	27,0 (2,13)	27,3 (2,21)	19,3 (5,7)	21,0 (6,41)	20,0 (6,10)
mars 2002	25,2 (2,14)	24,4 (2,27)	24,9 (2,49)	*9,2* (5,2)	*10,9* (5,82)	*10,1* (5,80)
mars 2003	20,1 (1,85)	18,3 (2,07)	18,8 (2,24)	*1,6* (4,8)	*3,7* (5,4)	*3,4* (5,7)
Emploi total						
mars 2000	28,0 (2,02)	26,1 (2,08)	26,6 (2,11)	26,9 (4,9)	28,9 (5,53)	27,8 (5,5)
mars 2002	19,5 (2,09)	19,3 (2,07)	19,9 (2,5)	*5,6* (5,2)	*7,0* (5,79)	*6,0* (6,00)
mars 2003	16,4 (1,87)	15,0 (2,11)	15,6 (2,33)	*-1,8* (4,9)	*0,2* (5,33)	*-0,3* (5,9)
support commun	2400 92,3			576 81,5		

(écart-type)

Source : Dares, Panel des bénéficiaires de politique d'emploi

Résultats sur l'emploi pour les CES

en %

	1997			1998			1999		
	estimateur			estimateur			estimateur		
	naif	noyau	pondéré	naif	noyau	pondéré	naif	noyau	pondéré
Emploi ordinaire									
mars 2000	-19,1 (2,25)	-13,3 (2,19)	-12,6 (2,36)	-12,7 (3,01)	*-6,8* (3,56)	*-6,2* (4,03)	-8,5 (3,61)	*-7,0* (4,58)	*-7,5* (4,96)
mars 2002	-16,4 (2,58)	-9,4 (2,55)	-8,3 (2,58)	-8,8 (3,62)	*-1,8* (4,48)	*-0,7* (4,53)	-15,0 (3,83)	-11,4 (4,66)	-11,6 (5,23)
mars 2003	-16,0 (2,66)	-8,9 (2,76)	-8,0 (2,90)	-18,0 (3,61)	-9,8 (4,28)	*-8,4* (4,76)	-15,5 (3,84)	-11,5 (4,47)	-11,5 (4,93)
Emploi total									
mars 2000	*-0,7* (2,71)	*3,4* (2,91)	*4,1* (3,34)	9,9 (3,55)	15,1 (3,86)	15,9 (4,55)	16,8 (3,73)	16,8 (4,41)	16,2 (4,91)
mars 2002	*-0,6* (2,93)	*4,8* (3,08)	*5,8* (3,32)	8,8 (3,39)	14,4 (3,89)	15,5 (4,42)	*0,3* (3,77)	*4,4* (4,84)	*4,1* (5,71)
mars 2003	*-4,3* (2,68)	*2,2* (2,72)	*3,2* (2,83)	*-4,1* (3,42)	*3,5* (4,02)	*5,0* (4,75)	*0,5* (3,96)	*4,8* (4,36)	*4,8* (4,90)
support commun	1732 79,8			887 92,5			814 88,2		

(écart-type)

Source : Dares, Panel des bénéficiaires de politique d'emploi

Résultats sur l'emploi pour les stages SIFE collectif

en %

	estimateur		
	naif	noyau	pondéré
Emploi ordinaire			
mars 2000	*4,4* (3,92)	*6,2* (4,86)	*7,9* (4,89)
mars 2002	*-0,5* (4,94)	*2,0* (5,40)	*5,0* (5,40)
mars 2003	*-2,7* (4,36)	*0,3* (5,14)	*2,8* (5,81)
Emploi total			
mars 2000	9,9 (4,27)	11,4 (5,11)	13,3 (5,07)
mars 2002	*2,1* (5,05)	*5,3* (5,44)	*8,4* (5,50)
mars 2003	*0,7* (4,59)	*2,9* (5,64)	*5,7* (6,60)
support commun	670 76,0		

(écart-type)

Source : Dares, Panel des bénéficiaires de politique d'emploi

DOCUMENT D'ÉTUDES

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 PONTHIEUX (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 DIIJ, 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 DUCHÊNE 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 PONTHIEUX, 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 exporatoire 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 illégimités de la convention financière,*** par Tristan BOYER (FORUM), avril 2002.
N° 53 ***Mécanique 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 LERAIS, 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 « REPONSE » 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 LEPLEY (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 Âge 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 TUCHSZIRER (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, Myriame 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. LALLEMENT (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), F. LEFRESNE (IRES et GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), J. LOOS-BAROIN (BETA/LATTS-CNRS, CNAM-CNRS), N. TURPIN-HYARD (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), mai 2005.
N° 101 ***Éléments de bilan sur les travaux évaluant l'efficacté des allégements 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 (Selarl ESSOR), D. TONNEAU et F. FORT (CG.S), B. DOERFLINGER, M. PEPIN et M. MAUFROY (Essor Consultants), juillet 2005.
N° 103 ***Allégements 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 social***e, 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 L***a 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.