

# **Les contrats et stages aidés : Un profit à moyen terme pour les participants ? Les exemples du CIE, du CES et du Sife**

**Karl Even et Tristan Klein\***

---

Des moyens financiers importants sont consacrés aux politiques publiques de l'emploi. Il est indispensable de mesurer leur efficacité. Des données originales ont été constituées dans ce but par la Dares, à travers une enquête : le *Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi*. L'étude mesure l'efficacité du passage par un *Contrat emploi solidarité* (CES), un *Contrat initiative emploi* (CIE), ou un *Stage d'insertion et de formation à l'emploi* (Sife « collectif ») en comparant le retour à l'emploi d'anciens bénéficiaires de ces dispositifs, entrés de fin 1997 à mi-1999 et sortis fin 1999, à celui d'une population témoin de demandeurs d'emploi éligibles. Une correction des biais de sélection, procédant par appariement de populations de bénéficiaires et de témoins, est mise en œuvre. Elle repose sur des variables qui influencent la participation aux dispositifs (l'environnement familial, le parcours professionnel antérieur mais aussi les conditions de vie et la situation financière). L'analyse des réponses obtenues jusqu'en mars 2003 montre qu'en moyenne le CIE est efficace du point de vue du retour à l'emploi et de l'amélioration du niveau de vie, alors que le CES et les Sife collectifs n'améliorent pas significativement les trajectoires des bénéficiaires par rapport à celles des témoins. Pour les personnes de 26 à 49 ans, le passage par un CES s'avère néanmoins profitable au regard de la trajectoire professionnelle des témoins.

---

\* Dares, département des politiques de l'emploi, au moment de ce travail.

Nous remercions Béatrice Sédillot, Bruno Crépon, Denis Fougère et les deux rapporteurs anonymes de la revue ainsi que les participants au séminaire interne du 7 septembre 2004, au colloque Dares du 8 février 2005 et au séminaire Fourgeaud du 23 novembre 2005 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. Les analyses développées dans cet article n'engagent que leurs auteurs et aucunement le Ministère de l'économie, des finances et de l'emploi.

**L**e recours aux stages et contrats aidés pour l'insertion des publics en difficulté sur le marché du travail est un élément très important de la politique de l'emploi en France depuis le début des années 1990. Ainsi, en 1999, 2 millions d'individus étaient concernés par ces programmes, soit près de 10 % de l'emploi salarié, pour un coût de 11 milliards d'euros. Ils étaient encore 1,3 million en 2005.

Souvent utilisées de façon contra-cyclique pour enrayer les poussées conjoncturelles du chômage - notamment lorsqu'elles se concrétisent par des contrats dans le secteur non marchand - ces aides visent à lutter contre l'exclusion sociale et professionnelle. Au-delà d'effets 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 ?

Les travaux d'évaluation micro-économétriques, qui se sont développés dans les pays européens depuis le milieu des années 1990, mettent en évidence de manière convergente une efficacité variable en fonction du type de dispositif (Kluve, 2006). Si les contrats aidés dans le secteur marchand, à l'égal des actions d'accompagnement des chômeurs, tendent à favoriser le retour à l'emploi des bénéficiaires, ce n'est pas le cas pour les contrats aidés dans le secteur non marchand ni pour les stages de formation. En particulier les aides à l'emploi dans le secteur non marchand peuvent tendre à réduire l'intensité de la recherche d'emploi durant la période du programme (Fredriksson et Johansson, 2003) ou induire de la stigmatisation à l'égard des bénéficiaires en raison du signal négatif que la participation renvoie aux employeurs du secteur marchand (Castra, 2003).

L'étude présentée ici porte sur trois programmes destinés à aider les demandeurs d'emploi et qui ont en commun de s'adresser à des publics connaissant des difficultés d'insertion (chômeurs de longue ou très longue durée, seniors, allocataires de minima sociaux, travailleurs handicapés), c'est-à-dire qui répondent à des critères d'éligibilité communs :

- *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 (généralement 2 ans et moins souvent 1 an). Si la durée de l'aide est figée, le contrat est dans deux tiers des cas 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 (1). 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, etc.

- *le Stage d'Insertion et de Formation à l'Emploi collectif (Sife collectif)*, créé en 1994, s'adresse aussi à des publics prioritaires exclus de l'emploi. 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. Dans 80 % des cas, la formation se déroule pour partie en entreprise.

Ces trois programmes ont été massivement utilisés par les pouvoirs publics, dont l'ANPE chargée de leur mise en œuvre, et caractérisent la politique de l'emploi des années 1990 (Dares, 2003). En 1997, à leur maximum, ils ont concerné 720 000 personnes (pour un coût de 4,8 milliards d'euros). Les effectifs ont décliné par la suite, tout en se concentrant sur les personnes en situation d'exclusion après la loi n° 98-657 du 29 juillet 1998 d'Orientation relative à la lutte contre les exclusions (Guimiot et Klein, 2004). En 2003, ces trois dispositifs n'accueillaient plus que 300 000 personnes (pour 1,8 milliard d'euros de dépenses). En 2004, les Sife collectifs ont été supprimés dans le cadre de la décentralisation des stages de formation aux régions. Enfin, en 2005, dans le cadre du plan de cohésion sociale, le CES a été scindé entre contrat d'accompagnement dans l'emploi (CAE) et contrat d'avenir, et le CIE a été recentré sur les demandeurs d'emploi.

Apprécier l'efficacité des dispositifs de la politique de l'emploi et de la formation professionnelle nécessite d'examiner ce que seraient devenues 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, la solution est d'effectuer cette comparaison de trajec-

1. Réduit à 24 mois maximum par la loi de lutte contre les exclusions de 1998.

toires 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 Heckman (1979). 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'État, et selon les dispositifs, les personnes les plus employables ou bien, à l'inverse, les moins employables (Gautié, 1996 ; Heckman et Smith, 2004). De surcroît, une forme d'*auto-sélection*, consciente ou non, peut aussi s'opérer.

L'évaluation à mettre en œuvre doit donc utiliser des méthodes de correction de ces biais de sélection (Heckman *et al.*, 1999). Cet aspect de l'évaluation de la politique de l'emploi a fait l'objet d'une quinzaine de travaux sur données françaises au cours des dix dernières années.

En effet, depuis le milieu des années 1990, sans atteindre l'ampleur des travaux réalisés en Europe du Nord, plusieurs études ont été conduites en France dans cette perspective pour évaluer l'impact de ces aides (ou de dispositifs similaires) sur le retour à l'emploi des bénéficiaires. Menées le plus souvent sur les jeunes, ces analyses sur données françaises sont convergentes avec les résultats mis en évidence dans la littérature internationale : les contrats dans le secteur marchand sont efficaces, au contraire des contrats dans le secteur non marchand et, à moindre niveau, des stages de formation (Balsan *et al.*, 1996 ; Magnac, 1997 ; Bonnal *et al.*, 1997 ; Fougère *et al.*, 2000 ; Brodaty *et al.*, 2001).

Pour mesurer l'efficacité du passage par un CIE, un CES ou un Sife collectif, la présente étude mobilise les données issues de la troisième génération du *Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi*.

## Mesurer l'efficacité du passage en contrat aidé : éléments de méthode

**L**a littérature sur l'évaluation 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 al.*, 1999).

### L'importance de disposer de données adéquates

S'agissant des sources utilisées, dans la majorité des travaux français, les *bénéficiaires* et les *témoins* sont puisés dans des données d'enquête en population générale, par exemple parmi les jeunes ou les chômeurs (Balsan *et al.*, 1996 ; Magnac, 1997 ; Bonnal *et al.*, 1997 ; Brodaty *et al.*, 2001). En raison des sources utilisées, ces évaluations ne fournissent le plus souvent que des résultats globaux par type de contrat (marchand, non marchand, stage de formation), qui sont en outre peu représentatifs des contrats aidés et de leurs bénéficiaires.

Les données sur les bénéficiaires de politiques d'emploi (individus comme entreprises) issues des registres administratifs garantissent la représentativité des dispositifs et une plus grande prise en compte de leurs différences (Desrosières, 2004). Elles tendent de plus en plus souvent à être utilisées pour évaluer ces programmes, soit par rapprochement de sources d'origine administrative (Belleville et Saint-Martin, 2002 ; Fiore et Roger, 2002), soit grâce à l'amélioration des fichiers administratifs des demandeurs d'emploi dans une perspective longitudinale et historique (Crépon *et al.*, 2005). Toutefois, si elles garantissent une bonne représentativité des bénéficiaires et permettent de disposer d'un nombre d'individus suffisamment élevé pour mettre en œuvre des méthodologies exigeantes, les données administratives souffrent encore de nombreux défauts. En particulier, la nature des situations observées reste subordonnée à une approche administrative et le contexte familial ou social de la trajectoire individuelle n'est pas ou peu pris en compte.

Au milieu des années 1990, dans le cadre de la deuxième génération du *Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi*, la Dares a tenté d'associer données administratives pour les *témoins* et enquête spécifique pour les *bénéficiaires* (Charpail *et al.*, 2005). Les données ainsi construites accumulent les défauts des deux sources. En effet, l'échantillon des « témoins » (le « groupe de contrôle ») est

alors défini séparément de celui des bénéficiaires, à partir de données extérieures construites selon des principes qui peuvent être différents de ceux mis en œuvre pour la construction de ce dernier. 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 (2).

2. D'où, dans les travaux menés par la Dares à la fin des années 1990, l'utilisation d'une enquête en population générale pour mesurer l'impact du contrat de qualification et la construction d'une enquête spécifique interrogeant bénéficiaires et témoins pour analyser l'effet du CIE, préfiguration en miniature de la troisième génération du Panel.

#### Encadré 1

### LE PANEL DES BÉNÉFICIAIRES DE LA POLITIQUE DE L'EMPLOI

Le Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi est une enquête de la Dares qui en est à la troisième génération. D'anciens bénéficiaires d'une dizaine de dispositifs ont été interrogés au printemps 2002 puis au printemps 2003. Ils étaient entrés pour la plupart dans les programmes fin 1997, fin 1998 et mi 1999, et tous étaient théoriquement sortis au dernier trimestre 1999 (Even, 2002).

Le Panel s'appuie sur les fichiers administratifs d'entrants dans les dispositifs, ce qui garantit la qualité des informations (par exemple la perception de minima sociaux) et surtout permet d'identifier exactement, et d'une façon exhaustive, les personnes passées en contrat aidé.

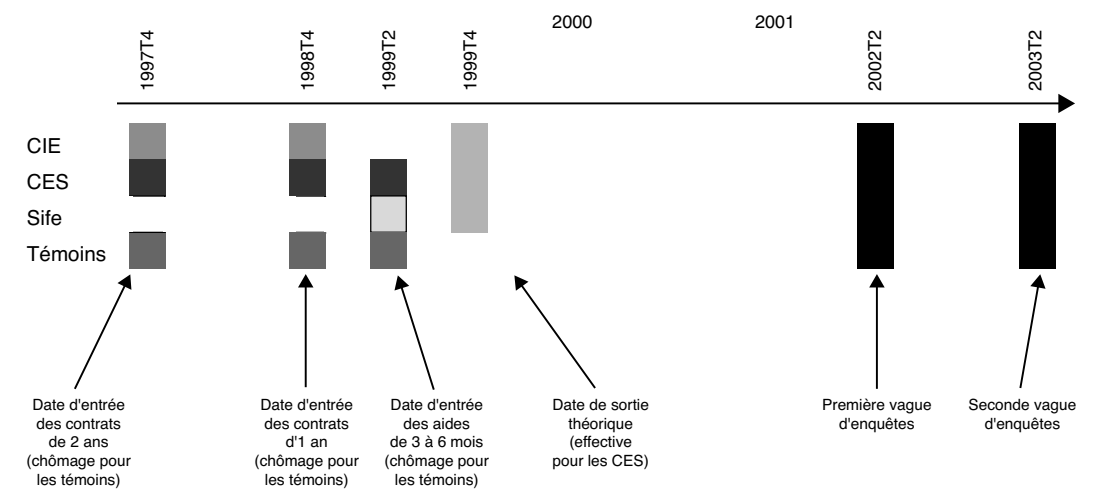
Il s'appuie aussi sur le fichier administratif de l'Unedic, à partir duquel les individus destinés à constituer le groupe témoin ont été tirés. Ces « témoins » connaissent, tout comme les bénéficiaires, une période de chômage au moment où les bénéficiaires entrent en dispositif. L'échantillon de témoins a été tiré sur la base de quatre variables présentes dans les deux fichiers administratifs sollicités : l'ancienneté au chômage, l'âge, le sexe et le niveau de formation. 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 54 strates (3 x 3 x 2 x 3).

Les bénéficiaires et les chômeurs du groupe témoin ont été interrogés exactement selon la même procédure (même date de collecte de l'information, mêmes enquêteurs et même protocole d'administration du questionnaire, large socle de questions communes dans les questionnaires respectifs). Cette spécificité contribue à l'obtention d'une information homogène.

Pour les trois dispositifs concernés par cette étude (CES, CIE, Sife) et les témoins, 7 919 enregistrements ont été collectés. L'information recueillie porte sur la période 1997 à 2003 (cf. schéma).

C'est 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), cohorte calée sur les durées de contrats existantes (pour les CES, les durées analysées sont les durées effectives, prenant en compte le renouvellement et les ruptures éventuelles, contrairement aux CIE et Sife pour lesquels seules les durées prévues étaient connues lors du tirage d'échantillon), 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 du retour 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 al.*, 2002), était donc commune pour tous les individus.

#### Schéma Les différentes étapes du panel



Pour répondre à ces difficultés, la troisième génération du *Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi* de la Dares (cf. encadré 1) a interrogé simultanément des bénéficiaires entrant en mesure et des demandeurs d'emploi éligibles mais « non entrés » (c'est-à-dire ne participant pas aux programmes). Tiré des fichiers administratifs des bénéficiaires (fichier Unedic pour les demandeurs d'emploi), le *Panel* dispose donc des variables démographiques de base, notamment celles définissant l'éligibilité aux programmes, ainsi que des informations décrivant le dispositif lui-même. Dès lors les données utilisées dans cette étude bénéficient d'une représentativité jugée correcte des bénéficiaires et des témoins selon les critères d'éligibilité, tout en contenant des informations inédites et identiques pour le couple bénéficiaires-témoins, apportées par l'enquête proprement dite.

Les données du *Panel* ont en outre été traitées de manière *ad hoc* en vue de l'évaluation de sorte que les témoins correspondent le plus précisément aux individus bénéficiaires (cf. encadré 2).

### Correction des biais de sélection

Lorsque l'on compare les bénéficiaires de programmes au groupe témoin, c'est-à-dire aux personnes éligibles selon les critères administratifs mais ne participant pas aux programmes, d'importantes différences de profil subsistent. Il est donc nécessaire de procéder à une correction complémentaire des biais de sélection. Pour ce faire, la présente étude se place dans une perspective de multitraitement, c'est à dire que l'entrée dans plusieurs dispositifs est examinée concurremment.

#### Encadré 2

### LA CONSTRUCTION DU GROUPE TÉMOIN

Les données du *Panel* ont été retraitées afin de permettre la mesure de l'efficacité des dispositifs. D'une part, une petite partie de bénéficiaires de CIE (10 %) et de CES (5 %), non inscrits à l'ANPE avant l'entrée en contrat, a été éliminée de l'analyse au motif qu'aucun individu témoin ne pouvait lui être affecté en vue de la comparaison.

D'autre part, les bénéficiaires de CES entrés à d'autres périodes que les autres bénéficiaires et témoins (quatrième trimestre de 1997, de 1998 et second trimestre 1999) n'ont pas été intégrés.

Enfin, pour tirer partie de certaines variables issues uniquement de la seconde vague d'enquête (logement, transports, santé et handicap, discrimination, etc.), les personnes qui n'ont répondu qu'à la première vague ont été laissées à part. Ce choix assure par ailleurs une cohérence sur l'ensemble du calendrier et permet d'exploiter l'ensemble de la rétrospective mois par mois sur cinq ans de l'itinéraire professionnel.

Si les individus du groupe témoin étaient au chômage aux 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, etc.), 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 pour lequel ils ont été interrogés ; d'autres ont connu une récurrence d'emplois aidés. En outre, exclure les personnes ayant occupé des emplois aidés revient à modifier profon-

dément la structure de la population en éliminant de fait certaines des personnes les plus proches, les plus comparables, des bénéficiaires.

À 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 finalement de taille plus ou moins réduite (cf. tableau).

Par ailleurs, nous avons fait le choix de respecter la construction par cohortes d'entrants-sortants (c'est-à-dire par sous populations homogènes). Il n'est pas neutre et s'avère restrictif quantitativement pour certains échantillons. Cette étude ne fournit donc qu'une mesure des effets nets par sous populations d'entrants, et pas pour l'ensemble des sortants à l'instant *t*.

Tableau  
Taille des échantillons mobilisés par l'étude, par période d'entrée

Population	Période d'entrée			Total
	Fin 1997	Fin 1998	Mi-1999	
CIE	871	136		1 007
CES	442	388	297	1 127
Sife collectif			256	256
Témoins	1 728	571	626	2 925
Ensemble	3 041	1 095	1 179	5 315

Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

Cette correction est effectuée ici par une *méthode par appariement* (3). Il s'agit dans une première étape de modéliser la probabilité d'entrer en dispositif à partir d'un ensemble de variables observables (4). À chaque individu, bénéficiaire ou témoin, est associée une probabilité de participation à un dispositif donné (probabilité appelée aussi « score de propension »). Les individus présentant des scores extrêmes sont éliminés. Ceux qui sont conservés forment un ensemble de couples « bénéficiaire-témoin », aux caractéristiques les plus homogènes possibles au regard de l'entrée dans

le dispositif. Cet ensemble est appelé « support commun ». Une estimation à partir de ce support est alors réalisée à l'aide de deux types d'estimateurs, un estimateur dit « pondéré » et un estimateur à noyau. Ces estimateurs calculent la différence entre les bénéficiaires et les témoins selon deux techniques d'appariement. Ils sont comparés à un estimateur dit « naïf » non pondéré (cf. encadré 3).

3. Méthode de « matching ».  
4. À l'aide d'une régression de type Logit polytomique non ordonné (cf. encadré 3).

### Encadré 3

#### LA MÉTHODE D'APPARIEMENT

Mesurer l'efficacité du passage par un dispositif de politique d'emploi ( $T = 1$ ) sur les anciens bénéficiaires possédant les caractéristiques observables ( $X$ ) nécessite le recours à une modélisation car il est impossible de comparer leur situation ( $Y_1$ ) à un moment donné  $E(Y_1|X, T = 1)$  avec celle qu'ils auraient connue en cas de non-passage  $E(Y_0|X, T = 1)$ . 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  $E(Y_0|X, T = 0)$ , nommés *témoins* par la suite. Mais on ne peut se contenter de mesurer l'écart de situation  $E(Y_1|X, T = 1) - E(Y_0|X, T = 0)$  car les bénéficiaires et les témoins sont susceptibles de se distinguer par bien d'autres aspects 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  $[E(Y_1|X, T = 0) - E(Y_0|X, T = 0)]$ . Afin de pouvoir

mesurer l'effet réel du dispositif sur les bénéficiaires, il convient de neutraliser l'influence de ces biais de sélection en retenant parmi les témoins ceux ressemblant le plus aux anciens bénéficiaires et en estimant le devenir de ces derniers s'ils n'avaient pas été traités  $E(Y_0|X, T = 1)$ . Cette estimation est possible en faisant l'hypothèse que, conditionnellement à l'observation d'un ensemble pertinent d'attributs  $X$ , l'entrée en dispositif ( $T$ ) 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'un ensemble d'informations important. Les bénéficiaires et les témoins dont les attributs sont proches sont alors appariés, 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 dispositif par un ensemble de caractéris-

L'individu a bénéficié du dispositif ( $T = 1$ ) $Y_1$ caractérise sa situation (emploi, revenu, etc.)	$G = E(Y_1 X, T = 1)$ est observé	L'idéal : connaître $G-I$ , dont le calcul direct est impossible. Substitut spontané : $G-J$ . Sans plus de précaution, ce substitut est erroné. Les biais de sélection l'interdisent. <i>A priori</i> , les populations concernées sont trop dissemblables. Biais : $I-J$ .
	$H = E(Y_0 X, T = 1)$ n'est pas observé	Contrefactuel des bénéficiaires : quelle serait la situation des bénéficiaires s'ils n'avaient pas participé au programme ?
N'a pas bénéficié du dispositif ( $T = 0$ ) $Y_0$ caractérise sa situation (emploi, revenu, etc.)	$I = E(Y_1 X, T = 0)$ n'est pas observé	Contrefactuel des non-bénéficiaires : quelle serait la situation des non-bénéficiaires s'ils avaient participé au programme ?
	$J = E(Y_0 X, T = 0)$ est observé	Objectif : calculer $I$ , en appariant les bénéficiaires aux non-bénéficiaires qui leur ressemblent le plus, c'est-à-dire ayant une probabilité voisine de participer au dispositif.
En général, l'estimateur formé par la différence des moyennes des variables de résultat est affecté d'un <i>biais de sélection</i> :		
$E(Y   T = 1) - E(Y   T = 0) = E(Y_1   T = 1) - E(Y_0   T = 0) = G - J$ $= E(Y_1   T = 1) - E(Y_0   T = 1) + E(Y_0   T = 1) - E(Y_0   T = 0) = G - I + I - J$ $= \Delta TT + BTT = (G - I) + (I - J)$		



### Encadré 3 (suite)

tiques observables recueillies grâce à l'enquête. Les critères d'éligibilité des trois dispositifs sont proches. On considère que chaque individu avait le choix entre la participation à deux programmes (du fait du protocole d'organisation de l'enquête il n'était pas possible d'étendre la comparaison). Nous nous plaçons ainsi dans une optique d'évaluation « multi-traitement », où chaque dispositif est en concurrence avec les autres. Nous appliquons la méthode présentée ci-dessus au cas d'une variable de traitement prenant un nombre discret de modalités,  $T = \{0, 1, 2, \dots, K\}$ , représentant différents dispositifs (*i.e.* traitements) dont un et un seul sera éventuellement effectué par l'individu. Dans ce cas, la quantité à estimer est  $E(Y_k - Y_m | X, T = k, T \in \{0, K\})$ .

On effectue pour ce faire une régression logistique de type polytomique non ordonnée.

Les attributs pris en compte dans cette étude reposent sur :

- des variables démographiques (sexe - âge) ;
- des éléments tenant à la situation antérieure à la date d'entrée (objectif avant l'entrée en dispositif (au début de l'inscription à l'ANPE pour les demandeurs d'emploi) - parcours professionnel - catégorie d'emploi - ancienneté au chômage - démarches de recherche d'emploi - niveau de formation - situation familiale - niveau de vie - être propriétaire) ;
- des informations liées à des difficultés particulières (handicap physique - discrimination sur l'origine - problèmes de transport).

Pour chaque individu on détermine alors la probabilité (estimée) d'entrer en mesure  $P(T = k | X)$  conditionnellement aux caractéristiques observables choisies. Cette probabilité, appelée aussi *score de propension* ou *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 leurs 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 en serait des supports disjoints rendant impossible toute comparaison (Brodaty *et al.*, 2007). Dans le cas des politiques d'emploi, et bien que de nombreuses variables pour la plupart inédites aient été introduites, ce cas de figure ne s'est pas présenté et aucune restriction quant à l'explication de l'entrée en dispositif 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  $t$ , on estime dans cette étape la dif-

férence entre la situation moyenne des bénéficiaires et celle des témoins à cette date. L'estimation de la situation moyenne repose sur les scores calculés dans l'étape précédente.

Deux types d'estimateurs ont été mis en œuvre ici.

L'*estimateur pondéré* proposé dans Dehejia et Wahba (2002) où l'on pondère la situation de chaque témoin selon son score calculé dans l'étape précédente :

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

avec

$I_1$  : l'ensemble des individus qui ont bénéficié du dispositif (au nombre de  $n_1$ ) ;

$I_0$  : l'ensemble des témoins des bénéficiaires du dispositif ;

$Y_{1i}$  : situation connue par l'individu  $i$ , bénéficiaire du dispositif ;

$Y_{0j}$  : situation connue par l'individu  $j$ , témoin n'ayant pas bénéficié du dispositif.

$P_j$  est la probabilité que le témoin bénéficie du dispositif ; la pondération appliquée à chaque témoin est croissante avec  $P_j$ . Elle atteint 9 quand la probabilité s'établit à 0,9, est proche de 1 quand cette probabilité est proche de 0,5, et tend vers 0 quand la probabilité tend vers 0.

L'*estimateur à noyau* développé par Heckman *et al.* (1997) 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 :

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

où  $G$  est une fonction à noyau intégrant un paramètre de largeur de bande  $h_j$ . Parmi les différentes formes possibles, la fonction  $G$  utilisée ici est celle d'Epanechnikov :

$$G(u) = \frac{3}{4} (1 - |u|^2) \text{ si } |u| \leq 1$$

$G(u) = 0$  sinon,

avec une fenêtre de Silverman  $h$  définie de la façon suivante :

$$h_j = 1,364 \sigma_{s_j} \eta_j^{-0,2} 15^{0,2}$$

où  $\sigma_{s_j}$  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. →

La difficulté de cette méthode réside dans la nécessité de disposer d'échantillons de taille suffisamment importante pour qu'il y ait assez d'individus du groupe témoin qui correspondent aux bénéficiaires (Brodaty *et al.*, 2007). Dans le *Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi*, les populations appariées se ressemblent convenablement, par construction du groupe témoin, le support commun demeure de taille correcte malgré l'intégration de nombreuses variables discriminantes dans l'équation de détermination des probabilités d'entrée en mesure (les « scores de propension », *propensity score*).

Par ailleurs, la méthode ne repose pas sur une modélisation des comportements. Elle est essentiellement descriptive et vise à mesurer l'écart de résultats entre les populations des bénéficiaires et des témoins, écart 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 déterminants de la participation aux dispositifs

Le processus conduisant un individu à participer à un programme de politique d'emploi comporte différentes étapes, qu'il faudrait pouvoir identifier : éligibilité, information, candidature, acceptation et recrutement effectif (Heckman et 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 ne peut être distinguée 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 systématique.

Dans cette étude, par construction, les témoins sont considérés comme éligibles, car ils ont été choisis en raison de la correspondance entre leur profil et les critères administratifs d'éligibilité aux dispositifs.

Mais par delà ces critères et l'information de base disponible dans les fichiers administratifs, d'autres facteurs déterminent la participation aux programmes. À cet égard, le *Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi* contient un ensemble de questions sur la notoriété des dispositifs, et sur l'acceptation d'y entrer qui contribuent à la compréhension des processus de sélection (cf. encadré 4).

De même, le *Panel* 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,

### Encadré 3 (fin)

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  $E(Y_1|X, T=1) - E(Y_0|X, T=0)$ , permet d'apprécier l'existence d'un biais de sélection en comparant son résultat avec ceux des autres estimateurs. Il s'écrit :

$$\hat{\alpha} = \frac{1}{n_1} \sum Y_{1i} - \frac{1}{n_0} \sum Y_{0j}$$

#### Formes « simple » et en « différence de différence »

Pour les estimateurs, naïf, pondéré ou à noyau, deux formes ont été calculées : une forme simple et une

forme par différence de différence, quand la variable d'intérêt s'y prête.

L'estimateur *simple* mesure l'impact  $\alpha$  du passage en dispositif par la différence de la variable d'intérêt entre bénéficiaires et témoins.

L'estimateur *différence de différence* mesure l'impact  $\alpha$  par la différence, entre bénéficiaires et témoins, de la variation dans le temps de la variable d'intérêt (écart bénéficiaires-témoins des améliorations respectives du taux d'emploi par exemple).

Par construction, cet estimateur élimine les sources potentielles de biais qui perdurent dans le temps, tel que la différence géographique entre les bénéficiaires et les témoins. Il semble plus robuste que l'estimateur simple (Heckman *et al.*, 1997 ; Brodaty *et al.*, 2007).



mais aussi que les bénéficiaires sont eux-mêmes hétérogènes (Berger et Klein, 2005 ; Adjerad et Defosseux, 2005, pour le cas des allocataires du RMI).

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 (5), les trois-quarts depuis plus d'un an (cf. tableau 1) 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.

Pour autant, tous ne sont pas aussi éloignés de l'emploi que les catégories administratives

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 dispositif : cela concerne 35 % des CIE, 26 % des CES et 21 % des Sife collectifs. Parmi ces emplois, les contrats temporaires sont fortement majoritaires : de 60 % pour les bénéficiai-

*5. 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. Cette omission peut être source de biais, le biais étant supposé favorable aux dispositifs, puisque ce sont les bénéficiaires les plus employables qui ont été écartés. Une analyse rapide effectuée en conservant ces bénéficiaires montre que cela ne modifie que très marginalement les résultats.*

#### Encadré 4

### NOTORIÉTÉ ET CONNAISSANCE DES CONTRATS AIDÉS

Les bénéficiaires de CES connaissent mieux que les autres le dispositif avant d'y entrer (cf. tableau). En effet, c'est le plus ancien des programmes étudiés. En outre, pour les individus ayant déjà suivi un programme d'aide à l'emploi avant la période analysée, ce fut le plus souvent un CES.

Les futurs bénéficiaires sont assez peu nombreux à connaître à l'avance le contrat aidé qu'ils ont finalement effectué : 60 % pour le CES mais 30 % pour le CIE et 20 % pour le Sife collectif. Ceux qui, de plus, savaient qu'ils pouvaient y accéder (connaissance de leur propre éligibilité) ne sont que 50 % pour le CES, 25 % pour le CIE et 14 % pour le Sife collectif. 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. Les témoins ont à peu près la même connaissance de leur éligibilité que les bénéficiaires.

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-sélection. 60 % des individus non bénéficiaires auraient accepté d'entrer en CES (parmi ceux connaissant le dispositif) contre 67 % en CIE. Cet écart peut s'expliquer par les contenus des contrats, les emplois en CIE étant des emplois proches des emplois disponibles sur le marché du travail pour les individus ayant les caractéristiques des bénéficiaires (Picart, 1999).

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 et l'avoir alors décliné, au moment où les bénéficiaires entraient dans les dispositifs.

#### Tableau

#### La notoriété des dispositifs

En %

	CIE		CES		Sife collectif	
	Bénéficiaires	Témoins	Bénéficiaires	Témoins	Bénéficiaires	Témoins (1)
<b>Connaissait le dispositif avant</b>	31	36	64	80	22	n.d.
Dont :						
Savait être éligible	24	24	51	53	15	n.d.

1. Pour les témoins, les questions de notoriété ne portent que sur les contrats aidés et non sur le Sife collectif.

Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

res d'un 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. Dans les déclarations des individus, une minorité déclare un chômage de longue durée au moment de l'entrée en dispositif.

Outre les différences conceptuelles entre sources administratives et données d'enquête (Desrosières, 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 (Tuchszirer, 2002). Plus marginalement, les biais de mémoire des bénéficiaires pourraient tendre à sous-estimer les épisodes de chômage et à valoriser les périodes d'emploi (6) 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 (7).

Les bénéficiaires sont quand même très majoritairement – entre 65 % dans le cas du CIE et 79 % dans le cas du Sife collectif – 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* parcourue 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 (cf. tableau 2).

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 témoins : 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

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

7. Les écarts entre situation administrative et situation déclarée sont moins grands pour les témoins, probablement parce que l'enquête leur rappelait qu'ils étaient au chômage au quatrième trimestre 1997 ou 1998 ou au deuxième trimestre 1999. Pour les bénéficiaires, le rappel portait sur l'entrée en dispositif.

Tableau 1  
Situation des bénéficiaires et des témoins au moment de l'entrée en dispositif

En %

	CIE		CES		Sife collectif	
	B.	T.	B.	T.	B.	T.
<b>Optique administrative</b>						
Chômage de moins de 12 mois	21	29	20	31	26	37
Chômage de 12 à 35 mois	70	62	54	48	74	63
Chômage de 36 mois ou plus	9	9	26	21		
<b>Total</b>	100	100	100	100	100	100
<b>Optique enquête</b>						
Chômage de moins de 12 mois	67	51	56	44	68	48
Chômage de 12 à 35 mois	25	34	27	35	32	52
Chômage de 36 mois ou plus	8	15	17	21		
<b>Total</b>	100	100	100	100	100	100

B. : bénéficiaires ; T. : témoins.

*Lecture : 21 % des bénéficiaires de CIE sont inscrits à l'ANPE depuis moins de 12 mois lors de leur entrée en contrat aidé d'après la variable renseignée par les services administratifs ; 67 % déclarent être au chômage depuis moins de 12 mois lors de cette entrée en CIE lors de l'enquête. 29 % des témoins de CIE sont inscrits à l'ANPE depuis moins de 12 mois au moment où les CIE étaient recrutés en contrat aidé d'après la variable extraite des fichiers de l'Unedic ; 51 % déclarent être au chômage depuis moins de 12 mois lors de l'enquête.*

*Ces différences témoignent de la préférence accordée aux épisodes d'emploi dans le calendrier mensuel de situations de l'enquête, mais aussi des possibilités d'activité réduite permettant de demeurer inscrit à l'ANPE tout en exerçant une activité professionnelle ainsi que des biais de mémoire, moindres pour les individus du groupe témoin parce que les enquêteurs leur rappelaient qu'ils étaient demandeurs d'emploi fin 1997, fin 1998 ou mi 1999.*

Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

Tableau 2

**La situation des bénéficiaires et des témoins avant l'entrée en dispositif  
Statistiques descriptives**

En %

	CIE		CES		Sife collectif	
	Bénéficiaires	Témoins	Bénéficiaires	Témoins	Bénéficiaires	Témoins
<b>Hommes</b>	58,0	58,0	35,7	35,7	45,1	45,1
<b>Âge à l'entrée</b>						
Moins de 26 ans	22,3	22,3	25,8	25,8	6,1	6,1
De 26 à 49 ans	61,3	61,3	63,2	63,2	86,2	85,1
De 50 à 53 ans	11,5	11,5	7,9	7,9	6,0	1,8
De 54 à 57 ans	4,2	3,7	2,8	2,5	1,3	2,8
58 ans ou plus	0,7	1,2	0,2	0,5	0,3	3,1
<b>Niveau de formation à l'entrée</b>						
Niveau Bac ou plus (Niveau IV, III, II ou I)	27,3	27,6	19,3	19,5	31,4	27,3
Niveau CAP, BEP (Niveau V)	41,6	42,0	47,1	47,0	42,8	44,7
Non diplômé (Niveau V <sup>bis</sup> ou VI)	31,0	30,5	33,6	33,5	25,8	28,1
<b>Objectif principal avant l'entrée</b>						
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
<b>Parcours professionnel avant l'entrée</b>						
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
<b>CS du dernier emploi avant l'entrée</b>						
Agriculteurs	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
<b>Situation familiale avant l'entrée</b>						
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
<b>Niveau de vie du ménage par u.c. avant l'entrée</b>						
Moins de 550 euros	48,6	48,6	68,8	48,1	62,3	44,2
De 550 à 1 099 euros	40,7	39,1	27,5	42,7	35,1	45,4
Égal ou supérieur à 1 100 euros	10,8	12,3	3,8	9,2	2,6	10,4
<b>Revenu médian du ménage par u.c. (en euros)</b>	581	610	427	610	492	635
<b>Situation avant l'entrée</b>						
A bénéficié d'un stage ou d'un contrat aidé avant l'entrée	22,6	22,1	30,9	19,8	23,8	18,9
Travailleur handicapé (Cotorep, etc.)	7,9	6,4	11,8	4,8	16,4	6,0
A connu une discrimination envers son origine	0,9	2,3	2,1	2,0	3,6	2,3
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
Aucune démarche de recherche d'emploi	7,9	9,2	6,8	10,4	6,6	11,7
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

Lecture : dans l'enquête, 58 % des bénéficiaires de CIE et leurs témoins sont des hommes. Les résultats proches voire identiques entre bénéficiaires et témoins pour le sexe, l'âge et le niveau de formation proviennent du fait que ces variables ont servi pour redresser les réponses des personnes interrogées.

Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

se recrutent davantage parmi des personnes ayant précédemment occupé un CDI puis qui ont été licenciées ou dont l'employeur a cessé son activité.

Parmi les personnes entrées en CES ou en Sife collectif, 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 collectif). En CES ou en Sife collectif, la part des personnes structurellement au chômage est plus forte que dans la population témoin.

Pour les bénéficiaires des trois dispositifs, dans un cas sur deux l'inactivité avant le retour sur le marché du travail est motivée par l'éducation des enfants, alors que c'est plutôt dans un tiers des cas pour les témoins. 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 bénéficiaires d'un CIE se 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 Sife collectif 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, etc. Pour les témoins, les propositions n'ont pas débouché plutôt du fait de l'employeur (candidature non retenue, embauche annulée ou reportée, etc.).

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 collectif 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 recrutés ou ont fait jouer des relations personnelles, le service public de l'emploi n'étant responsable que de 28 % des embauches.

## 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 rude* (Berger et Klein, 2005). En raison des critères d'éligibilité définis pour l'entrée dans les dispositifs (chômage de longue ou très longue durée, minima sociaux, etc.) plus de la moitié des bénéficiaires vivent sous le seuil de pauvreté au moment de l'entrée : 47 % pour le CIE, 61 % pour le Sife collectif et jusqu'à 68 % pour le CES. 80 % des CES et des CIE ont accepté le contrat pour améliorer leur situation financière (et 60 % des Sife collectifs) alors que les CIE et CES procurent des salaires respectivement voisins du salaire minimum et d'environ un demi Smic. On mesure à travers ces résultats les liens désormais bien décrits entre pauvreté administrative et pauvreté monétaire (Observatoire national de la pauvreté et de l'exclusion sociale, 2006) ainsi que l'influence du chômage de longue durée sur le niveau de vie (Breuil-Genier, 2001) (8).

Toutefois, les bénéficiaires de CIE et les personnes éligibles mais non entrées dans le dispositif ont des niveaux de vie comparables et sont propriétaires dans les mêmes proportions. En revanche les conditions de vie des bénéficiaires de CES et des stagiaires Sife collectifs sont plus dégradées que pour les témoins (taux de pauvreté supérieur de 20 points).

Les hommes qui entrent en contrat ou en stage aidé sont dans une situation financière plus difficile que les femmes. C'est également vrai pour les témoins. Quel que soit le programme, leur niveau de vie est toujours inférieur à celui des femmes (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) contre 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 (de 60 % à 73 % selon les dispositifs).

Comme cela est observé dans certains programmes américains (Heckman et Smith, 2004), les hommes sont éligibles essentiellement sur leur

8. Pour la définition de la pauvreté administrative, se reporter au rapport de l'Observatoire national de la pauvreté et de l'exclusion sociale (ONPES, 2006), page 17.

propre niveau de revenu tandis que les femmes sont plus souvent éligibles à partir des revenus annexes (allocations diverses et revenu du conjoint) (9).

Le handicap physique est également une variable corrélée à l'accès aux dispositifs : 23 % des Sife collectifs, 17 % des CES et 13 % des CIE en font état, soit une proportion bien supérieure à celle des témoins.

Des différences de profil subsistent donc lorsque l'on compare des bénéficiaires à une population témoin de 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 (10) (Berger et Klein, 2005).

Dans la perspective de corriger les biais de sélection, l'équation de participation aux dispositifs a pour objet principal de permettre le choix des témoins pour opérer un bon appariement. Elle ne vise pas à modéliser exactement les déterminants de l'entrée en CIE plutôt qu'en CES ou en stage Sife collectif. Néanmoins, il ressort de cette étape que le parcours professionnel antérieur exerce une influence déterminante sur la participation au programme (cf. tableau 3), ce que montrent aussi les travaux américains sur le JTPA (*Job Training Partnership Act*), un dispositif des années 1990 modulant formation, accompagnement et subvention à l'employeur (Heckman et Smith, 2004). On mesure ainsi que les critères d'éligibilité ne peuvent suffire à choisir une population témoin, ce qui signifie qu'il convient d'élargir la base des variables mobilisées pour contrôler le biais de sélection.

Les distributions de la probabilité d'entrer en dispositif, estimées pour la population des bénéficiaires et pour la population des témoins, peuvent être détaillées pour chaque dispositif et date d'entrée en mesure (cf. annexe 1). Elles permettent de juger de l'ampleur du support commun entre les deux populations, c'est-à-dire du nombre d'individus bénéficiaires et témoins retenus pour la modélisation, 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, ce qui empêcherait tout appariement (Brodaty *et al.*, 2007).

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 collectif sont plutôt disjointes (cf. graphiques C à F, annexe 1) : 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 les Sife collectifs ces proportions s'établissent respectivement à 90 % et 55 %).

- Les distributions des bénéficiaires et témoins CIE se recouvrent assez largement (cf. graphiques A et B, annexe 1) : respectivement 90 % des éligibles témoins 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 collectif apparaît relativement bien expliquée par l'équation utilisée. Les profils des scores des deux populations étant relativement disjoints, cela conduit à écarter de nombreux témoins en vue de l'estimation. Celle-ci est malgré tout possible en raison du grand nombre de témoins : il reste suffisamment d'individus avec une probabilité d'entrée forte qui peuvent être appariés aux bénéficiaires, pour permettre le calcul des différents estimateurs.

Pour le CIE, les bénéficiaires s'avèrent très proches des témoins « moyens ». À l'éventuelle omission près dans l'équation de variables individuelles discriminantes (11), les résultats tendent à montrer que l'entrée en CIE résulte davantage d'une sélection (ou auto sélection) à caractère aléatoire (variable non observable).

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

10. 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 l'entrée et le fait d'être en emploi ordinaire en mars 2003 (de - 0,05 pour les CES à - 0,14 pour les Sife collectifs).

11. Les travaux sur la deuxième génération du Panel (Charpail *et al.*, 2005) ont mis en évidence qu'un salaire antérieur élevé réduisait la probabilité de l'entrée en CIE, information non disponible ici. Par ailleurs, les données du Panel n'ont qu'une représentativité nationale, empêchant tout appariement par zone d'emploi.

Tableau 3

**A-Déterminants de la probabilité d'entrer en CES****Régression logistique polytomique ; catégorie de référence : « non entrée en dispositif »**

Date d'entrée	1997		1998		1999	
<b>Constante</b>	- 2,14***	(0,28)	- 1,64***	(0,35)	- 2,16***	(0,39)
<b>Homme</b>	- 0,70***	(0,13)	- 0,03	(0,17)	0,14	(0,18)
<b>Âge à l'entrée</b>						
<i>Moins de 26 ans</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
De 26 à 49 ans	1,45***	(0,20)	1,04***	(0,20)	0,28	(0,22)
de 50 à 53 ans	3,18***	(0,26)	2,50***	(0,31)	2,80***	(0,41)
de 54 à 57 ans	2,46***	(0,34)	1,55***	(0,42)	2,09***	(0,44)
58 ans ou plus	1,70***	(0,62)	- 0,59	(1,11)	- 0,33	(0,85)
<b>Niveau de formation à l'entrée</b>						
Niveau Bac ou plus (Niveau IV, III, II ou I)	- 0,54***	(0,17)	- 0,18	(0,21)	0,46**	(0,23)
Niveau CAP, BEP (Niveau V)	0,07	(0,13)	0,18	(0,18)	0,39**	(0,19)
Non diplômé (Niveau V <sup>bis</sup> ou VI)	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<b>Objectif avant l'entrée</b>						
Faire une formation	0,29*	(0,17)	0,21	(0,21)	- 0,01	(0,22)
Rechercher un emploi	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Autre objectif	- 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)
<b>Parcours professionnel avant l'entrée</b>						
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)
<i>Uniquement chômage</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Dernier emploi avant : indépendant	- 1,77***	(0,53)	0,13	(0,72)	- 1,83***	(0,66)
Dernier emploi avant : cadre technicien	- 1,60***	(0,26)	- 0,56	(0,25)	- 2,09***	(0,40)
Dernier emploi avant : ouvrier employé	- 1,20***	(0,18)	- 0,56***	(0,18)	- 2,17***	(0,32)
<b>Ancienneté chômage inférieure à 12 mois</b>						
	0,18	(0,12)	0,74***	(0,16)	0,46***	(0,17)
<b>Situation familiale avant l'entrée</b>						
<i>Célibataire sans enfant</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
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)
<b>Revenu du ménage par u.c. avant l'entrée</b>						
Moins de 550 euros	0,54***	(0,14)	0,63***	(0,17)	0,93***	(0,19)
De 550 à 1 099 euros	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
1 100 euros ou plus	- 0,60**	(0,27)	- 0,48	(0,34)	- 0,18	(0,39)
<b>Situation avant l'entrée</b>						
A déjà occupé un contrat aidé avant l'entrée	0,25*	(0,15)	0,84***	(0,19)	1,23***	(0,20)
Aucune démarche de recherche d'emploi (1)	- 0,25	(0,33)	0,05	(0,38)	- 1,03	(0,67)
Travailleur handicapé (Cotorep, etc.)	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 de son logement	- 0,13	(0,15)	0,04	(0,20)	- 0,02	(0,22)
Déclare des problèmes de transports	- 0,21	(0,16)	- 0,12	(0,19)	0,08	(0,21)
Absence de permis de conduire	0,28	(0,17)	0,29	(0,21)	0,17	(0,24)
Possède un moyen de transport	- 0,06	(0,16)	- 0,25	(0,20)	0,32	(0,24)
R <sup>2</sup> ajusté	0,251		0,284		0,405	
Nombre de bénéficiaires	442		388		297	
Nombre de témoins	1728		571		626	

1. Hors celle ayant conduit au contrat aidé.

Lecture : les modélisations des scores de propension (ou scores canoniques) ont été réalisées à l'aide d'une régression logistique polytomique non ordonnée pour chaque période (CIE, CES et témoins en 1997 ; CIE, CES et témoins en 1998 ; Sife collectif, CES et témoins en 1999), la non entrée étant la catégorie de référence. Par commodité, les résultats sont présentés par dispositif.

Le fait d'être un homme réduit significativement la probabilité d'entrer en CES de deux ans plutôt que de ne pas y entrer, toutes choses égales par ailleurs, mais pas pour les CES d'un an ou de 6 mois.

\*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* significatif à 5 % ; \* : significatif à 10 % ; écarts-types entre parenthèses.

Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

## B – Déterminants de la probabilité d'entrer en CIE ou en Sife collectif

Dispositif	CIE				Sife collectif	
	1997		1998		1999	
<b>Constante</b>	- 1,95***	(0,22)	- 2,14***	(0,50)	- 4,21***	(0,59)
<b>Homme</b>	0,12	(0,09)	0,81***	(0,22)	0,28	(0,20)
<b>Âge à l'entrée</b>						
<i>Moins de 26 ans</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
De 26 à 49 ans	- 0,06	(0,12)	1,10***	(0,30)	3,38***	(0,49)
De 50 à 53 ans	1,14***	(0,19)	2,45***	(0,41)	5,12***	(0,63)
De 54 à 57 ans	0,19	(0,26)	1,78***	(0,54)	3,63***	(0,78)
58 ans ou plus	0,12	(0,46)	1,19	(0,95)	2,65**	(1,23)
<b>Niveau de formation à l'entrée</b>						
Niveau Bac ou + (Niveau IV, III, II ou I)	0,26**	(0,12)	- 0,13	(0,27)	0,52**	(0,24)
Niveau CAP, BEP (Niveau V)	0,18*	(0,11)	- 0,49**	(0,25)	0,15	(0,21)
Non diplômé (Niveau V <sup>bis</sup> ou VI)	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<b>Objectif avant l'entrée</b>						
Faire une formation	- 0,31**	(0,14)	- 0,19	(0,31)	0,99***	(0,20)
Rechercher un emploi	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Autre objectif	- 1,40***	(0,36)	- 13,42	(342,0)	- 2,27**	(1,05)
Aucun	- 2,00***	(0,35)	- 1,93**	(0,93)	- 1,95**	(0,77)
<b>Parcours professionnel avant l'entrée</b>						
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)
<i>Uniquement chômage (aucun emploi avant)</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Dernier emploi avant : indépendant	- 0,48	(0,32)	1,31*	(0,78)	- 2,30***	(0,72)
Dernier emploi avant : cadre technicien	- 0,70***	(0,18)	0,23	(0,36)	- 3,07***	(0,48)
Dernier emploi avant : ouvrier employé	- 0,56***	(0,15)	0,42	(0,27)	- 2,27***	(0,36)
<b>Ancienneté au chômage inférieure à 12 mois</b>						
	0,46***	(0,09)	0,60***	(0,22)	0,74***	(0,18)
<b>Situation familiale avant l'entrée</b>						
<i>Célibataire sans enfant</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Célibataire avec enfant	0,73***	(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)
<b>Revenu du ménage par u.c. avant l'entrée</b>						
Moins de 550 euros	0,12	(0,10)	- 0,26	(0,23)	0,29	(0,20)
De 550 à 1 099 euros	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
1 100 euros ou plus	- 0,10	(0,15)	- 0,42	(0,38)	- 0,91*	(0,51)
<b>Situation avant l'entrée</b>						
A déjà occupé un contrat aidé avant l'entrée	- 0,08	(0,11)	0,19	(0,27)	0,67***	(0,22)
Aucune démarche de recherche d'emploi (1)	0,66***	(0,22)	- 0,00	(0,56)	- 0,12	(0,47)
Travailleur handicapé (Cotorep, etc.)	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 de son 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)
Absence de permis de conduire	- 0,30**	(0,15)	- 0,60*	(0,34)	0,33	(0,25)
Possède un moyen de transport	0,14	(0,14)	- 0,22	(0,29)	- 0,28	(0,25)
R <sup>2</sup> ajusté	0,251		0,284		0,405	
Nombre de bénéficiaires	871		136		256	
Nombre de témoins	1728		571		626	

(1) Hors celle ayant conduit au contrat aidé.

Lecture : les modélisations des scores de propension (ou scores canoniques) ont été réalisées à l'aide d'une régression logistique polynomique non ordonnée pour chaque période (CIE, CES et témoins en 1997 ; CIE, CES et témoins en 1998 ; Sife collectif, CES et témoins en 1999), la non entrée étant la catégorie de référence. Par commodité, les résultats sont présentés par dispositif.

Le fait d'être un homme n'a pas d'effet significatif sur la probabilité d'entrer en CIE de deux ans plutôt que de ne pas y entrer, toutes choses égales par ailleurs, alors que cela accroît la probabilité d'effectuer un CIE d'un an. De même, le sexe n'a pas d'influence sur l'entrée en stage Sife.

\*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* significatif à 5 % ; \* : significatif à 10 % ; écarts-types entre parenthèses.

Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

## Les résultats de la comparaison avec la population témoin

L'efficacité du passage en contrat aidé est évaluée à partir de plusieurs indicateurs. 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. Plus précisément, les données ont permis de construire des indicateurs d'évolution des taux d'emploi par différence entre le taux mesuré à la date de l'enquête et celui correspondant au mois précédant l'entrée en dispositif, pour les bénéficiaires et les témoins. Il est alors possible, par différence entre les évolutions des deux groupes, de construire un indicateur du type « différence de différences » (cf. encadré 3). Est également analysée la qualité des emplois obtenus (salaire, nature des contrats...). Enfin, l'impact du passage en dispositif sur l'accroissement du niveau de vie est mesuré par un indicateur de différence de différences à travers la différence des logarithmes des niveaux de vie entre 2003 et la période précédant l'entrée.

Les résultats sont présentés dispositif par dispositif, car c'est la comparaison avec le groupe témoin qui nous a semblé la plus intéressante, d'autant que les populations d'entrants sont assez différentes malgré la proximité des critères d'éligibilité. Néanmoins, la méthode mise en œuvre consiste en une analyse multitraitements, chaque individu étant considéré comme ayant pu participer à deux programmes (CIE et CES pour 1997 et 1998, CES et stage Sife collectif pour 1999). À l'issue des estimations, il est donc possible de comparer directement les résultats des bénéficiaires de CIE à ceux des bénéficiaires de CES, d'une part, et ceux relatifs aux bénéficiaires de CES et de Sife collectifs, d'autre part. Quand ils apportent des enseignements supplémentaires, les résultats de ces rapprochements sont commentés dans le corps du texte.

### **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 (cf. tableau 4). Le CIE améliore

significativement la situation d'emploi des bénéficiaires.

Ce résultat confirme les analyses menées précédemment avec une méthodologie proche sur une population d'individus entrés en CIE fin 1996 (Charpail *et al.*, 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 témoin, après redressement sur des critères d'âge, de sexe, de niveau de diplôme et d'ancienneté de chômage (Berger *et al.*, 2002 ; cf. annexe 2).

L'efficacité du CIE en termes d'insertion dans l'emploi (ordinaire (12) 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 pour partie lié au fréquent maintien chez l'employeur à l'issue de la période d'aide (environ 40 % des bénéficiaires), notamment pour les personnes recrutées initialement en CDI.

L'efficacité du CIE diminue dans les 39 mois qui suivent, à des degrés variables selon la durée et les types de contrat. Les résultats sont positifs et convergents pour tous les estimateurs (13) concernant les personnes entrées en CIE fin 1997, c'est-à-dire dans un CDI ou CDD de 24 mois (14) (soit 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

12. On qualifie ici d'« ordinaire » un emploi qui ne bénéficie pas d'une aide spécifique de l'État, ce qui n'exclut pas les éventuels allègements généraux de cotisations patronales (RTT ou bas salaires).

13. Les estimateurs à noyau et pondérés font apparaître des résultats plus favorables au CIE que l'estimateur naïf. La correction du biais de sélection révèle ainsi que les bénéficiaires de CIE ont des caractéristiques observables qui devraient les rendre plus fragiles sur le marché du travail. Le recrutement en CIE est d'autant plus profitable. Il peut cependant être le signal de caractéristiques inobservables pour l'économètre qui sont jugées positivement par les acteurs du marché du travail, notamment les employeurs.

14. 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 à l'origine.



ces deux dernières périodes, même si elle reste statistiquement non significative.

Si l'on compare les CIE aux CES d'un an, l'évolution du taux d'emploi non aidé fait apparaître un écart significatif de 25 points en faveur du CIE à court terme. À l'horizon de trois ans, le CIE demeure bénéfique (écart de 18 points), mais si l'estimateur à noyau est significatif au seuil de 5 %, ce n'est pas le cas de l'estimateur pondéré.

Plusieurs facteurs explicatifs peuvent être avancés. Cela peut résulter de la faiblesse de la taille de l'échantillon : les CIE d'un an ne représentent que 11 % des entrées en CIE en 1998, même si cette sous-population a été sur-représentée dans l'enquête.

Par ailleurs, cela peut provenir des caractéristiques de la population embauchée en 1998. En effet, les allocataires du RMI, de l'allocation de solidarité spécifique (ASS) ou les moins diplômés sont davantage représentés parmi les CIE d'un an. Or ces individus ont une probabilité plus faible d'être maintenus chez l'employeur du

CIE à la fin de l'aide de l'État (Charpail *et al.*, 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 sur le marché du travail, ce 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 enfin 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 en réduire l'instabilité (Behaghel, 2003).

À l'aune des autres critères relatifs à la trajectoire professionnelle, l'efficacité du CIE est confirmée. La durée cumulée en emploi entre janvier 2000 et mars 2003 est en moyenne significativement supérieure pour les deux cohortes de bénéficiaires (cf. annexe 3). C'est sans doute là aussi un effet du maintien d'une bonne partie

Tableau 4  
Écart de taux de retour à l'emploi entre bénéficiaires de CIE et témoins

En %

	1997			1998		
	Estimateur			Estimateur		
	naïf	à noyau	pondéré	naïf	à noyau	pondéré
<b>Emploi non aidé</b>						
Mars 2000	20,1*** (2,7)	22,2*** (2,8)	22,4*** (2,8)	20,2*** (7,3)	25,1*** (8,8)	25,1*** (8,0)
Mars 2002	15,2*** (2,8)	19,6*** (3,0)	20,0*** (3,2)	10,1 (6,4)	15,0** (7,5)	15,2** (7,2)
Mars 2003	10,0*** (2,5)	13,5*** (2,7)	13,8*** (2,9)	2,5 (5,9)	7,8 (7,1)	8,5 (6,9)
<b>Emploi total</b>						
Mars 2000	9,8** (2,8)	13,2*** (2,9)	13,5*** (2,9)	13,8** (6,4)	19,0** (8,1)	19,0** (7,5)
Mars 2002	1,3 (2,8)	6,3** (2,9)	6,8** (3,0)	- 7,5 (6,8)	- 2,9 (8,1)	- 2,9 (8,0)
Mars 2003	- 1,8 (2,7)	2,1 (2,8)	2,6 (2,9)	- 14,9** (6,3)	- 9,8 (7,4)	- 9,1 (7,3)
Support commun	2 400 (92,3 %)			576 (81,5 %)		

Lecture : pour les personnes entrées en CIE fin 1997, l'écart entre le taux d'emploi non aidé 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 à noyau et de 22,4 points selon l'estimateur pondéré.

L'échantillon de départ comprend 871 personnes entrées en CIE à la fin de 1997, auxquelles sont associés 1 728 témoins, soit en tout un effectif de 2 599. Le support commun en retient 2 400 (soit 92,3 %), après élimination des cas correspondant aux valeurs extrêmes des scores et des individus auxquels on ne peut associer de « jumeau ».

Cet échantillon de départ comprend 136 personnes entrées en CIE à la fin de 1998, auxquelles sont associés 571 témoins, soit en tout un effectif de 707. Le support commun en retient 576 (soit 81,5 %).

Estimateur en différence de différence (cf. encadré 3).

\*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* : significatif à 5 % ; écart-types entre parenthèses.

Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

des CIE chez leur employeur à la fin de l'aide de l'État. Les emplois occupés en 2003 sont également plus souvent des CDI.

Reflet de la qualité de l'insertion professionnelle (Berger et Klein, 2005), le passage par le CIE améliore également significativement le niveau de vie des bénéficiaires (cf. tableau 5). L'augmentation du niveau de vie (15) mensuel du ménage par unité de consommation (u.c.) 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 1 200 euros par u.c. pour vivre chaque mois (cf. annexe 4).

### **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 (cf. tableau 6). 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 al.*, 2002).

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 (entrés 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, 2003), 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

15. À 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 et Klein, 2005). Toutefois, nous supposons que les réponses des bénéficiaires et des témoins sont soumises de la même manière à ces limites.

Tableau 5  
**Écart de taux de croissance du niveau de vie entre bénéficiaires de CIE et témoins**

	1997			1998		
	Estimateur			Estimateur		
	naïf	à noyau	pondéré	naïf	à noyau	pondéré
Écart de taux de croissance (1) du niveau de vie par unité de consommation (u.c.)	24,0*** (3,0)	27,4*** (3,2)	24,6*** (3,4)	14,9*** (6,5)	23,7*** (6,7)	21,4*** (7,0)
Support commun	2 400 (92,3 %)			576 (81,5 %)		

1. Log (niveau de vie par u.c. 2003) — Log (niveau de vie par u.c. avant l'entrée).

Lecture : pour les personnes entrées en CIE fin 1997, le taux de croissance du niveau de vie par unité de consommation entre 2003 et 1997 est supérieur à celui des témoins de 27 points d'après l'estimateur à noyau et de 25 points selon l'estimateur pondéré. Estimateur en différence de différence (cf. encadré 3).

\*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* : significatif à 5 % ; écart-type entre parenthèses.

Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

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 à *noyau* tendent à s'écarter plus fortement de l'estimateur naïf que dans le cas du CIE, ce qui traduit un biais de sélection plus important.

Malgré un effet globalement négatif sur le retour à l'emploi, le passage par un CES semble avoir un impact positif sur le caractère durable 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, cf. annexe 3). 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 que pour 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, de façon moins favorable, la situation des CES dans les mois qui suivent la fin du contrat, 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).

Le CES produirait alors un effet de *locking-in* (Fredriksson et Johansson, 2003) figeant les perspectives d'évolution des bénéficiaires, les enfermant dans une trajectoire spécifique, qui ne s'avère pas très favorable à moyen terme, du 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).

Tableau 6  
Écart de taux de retour à l'emploi entre bénéficiaires de CES et témoins

En %

	1997			1998			1999		
	Estimateur			Estimateur			Estimateur		
	naïf	à noyau	pondéré	naïf	à noyau	pondéré	naïf	à noyau	pondéré
<b>Emploi non aidé</b>									
Mars 2000	- 18,2*** (3,3)	- 14,3*** (3,5)	- 14,3*** (3,5)	- 7,5** (3,85)	- 1,1 (4,5)	- 0,8 (5,0)	- 8,5** (4,0)	- 11,4** (5,2)	- 12,1** (5,5)
Mars 2002	- 15,6*** (3,2)	- 11,0*** (3,4)	- 10,1*** (3,4)	- 3,6 (4,4)	4,0 (5,5)	4,7 (5,7)	- 15,0*** (4,5)	- 15,8*** (5,1)	- 16,2*** (5,4)
Mars 2003	- 15,1*** (3,2)	- 10,6*** (3,4)	- 9,7*** (3,4)	- 12,8*** (4,4)	- 4,1 (5,3)	- 3,0 (5,7)	- 15,5*** (4,5)	- 15,9*** (5,2)	- 16,1*** (5,6)
<b>Emploi total</b>									
Mars 2000	- 3,8 (3,7)	- 2,4 (3,7)	- 2,0 (3,9)	8,0 (4,2)	14,2*** (4,8)	14,8*** (4,8)	9,1 (4,7)	6,9 (5,9)	6,3 (6,2)
Mars 2002	- 3,7 (3,9)	- 1,0 (4,0)	- 0,2 (4,1)	6,9 (4,4)	13,4** (5,2)	14,4*** (5,2)	- 7,3 (4,6)	- 5,6 (5,6)	- 5,9 (6,0)
Mars 2003	- 7,5** (3,4)	- 3,6 (3,5)	- 2,8 (3,4)	- 5,9 (4,5)	2,6 (5,5)	3,8 (5,6)	- 7,2 (4,8)	- 5,1 (5,8)	- 5,2 (6,1)
Support commun		1 732 (79,8 %)			887 (92,5 %)			814 (88,2 %)	

Lecture : pour les personnes entrées en CES fin 1997, l'écart entre le taux d'emploi non aidé 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 à noyau et pondéré (18,2 points pour l'estimateur naïf).

L'échantillon de départ comprend 442 personnes entrées en CES à la fin de 1997, auxquelles sont associés 1 728 témoins, soit en tout un effectif de 2 170. Le support commun en retient 1 732 (soit 79,8 %), après élimination des cas correspondant aux valeurs extrêmes des scores et des individus auxquels on ne peut associer de « jumeau ».

L'échantillon initial comprend 388 personnes entrées en CES à la fin de 1998, auxquelles sont associés 571 témoins, soit en tout un effectif de 959. Le support commun en retient 887 (soit 92,5 %). L'échantillon initial comprend 297 personnes entrées en CES à la fin de 1999, auxquelles sont associés 626 témoins, soit en tout un effectif de 923. Le support commun en retient 814 (soit 88,2 %).

Estimateur en différence de différence (cf. encadré 3).

\*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* : significatif à 5 % ; écarts-types entre parenthèses.

Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

De fait, le CES ne semble pas procurer d'avantages significatifs en termes de qualité des emplois occupés en 2003 (cf. annexe 3). En effet, les résultats sur les différentes dimensions du salaire (salaire mensuel, salaire horaire, etc.) ne sont pas convergents et pas toujours significatifs. En outre, concernant la nature du contrat, le passage par un CES réduit significativement la probabilité d'être en CDI en 2003 comparativement aux témoins. De même, le CES conduit plus souvent vers l'emploi à temps partiel. Ces deux éléments sont cohérents avec l'existence de récurrence d'emplois aidés, à temps partiel, notamment dans le secteur non marchand (30 heures en moyenne pour un CEC).

Plus généralement, le CES n'entraîne pas ou peu d'amélioration du niveau de vie des bénéficiaires (cf. tableau 7). Il semble néanmoins, sur ce point, que le passage par un CES d'un an procure davantage d'accroissement du revenu que ce qu'ont connu les individus du groupe témoin. Mais, en termes de niveau de vie par unité de consommation, pour les trois types de contrat, le taux de pauvreté en 2003 est identique à celui des non bénéficiaires tandis que le nombre de ménages avec un niveau de vie supérieur ou égal au niveau de vie médian de la population française est plus faible pour les bénéficiaires (cf. annexe 4). De même, en termes d'accès à la propriété, les différences entre bénéficiaires et témoins ne sont pas significatives.

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. Le CES peut ainsi permettre aux individus de se repositionner durablement dans une logique d'insertion sociale par l'activité professionnelle et d'accumuler des droits sociaux (indemnisa-

tion chômage, retraite...). Au niveau macroéconomique, ce contrat joue un rôle contra-cyclique important pour contenir le chômage (16) (Simonin, 2002).

### Les Sife collectifs : un effet non significatif

Si l'on se limite aux signes des coefficients, les Sife collectifs 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 (cf. tableau 8). 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 %.

Néanmoins, si l'on rapporte les situations d'emploi des bénéficiaires de stages Sife collectifs à celles des bénéficiaires de CES de même durée, l'effet des stages est significatif et accroît l'accès à l'emploi ordinaire à court terme de 14 points. À l'horizon de deux ou trois ans après, la différence reste favorable aux Sife collectifs et dans les mêmes ordres de grandeur, mais elle n'est plus significative au seuil de 5 %.

Les stages évalués ici sont par ailleurs assez atypiques : ils ont une durée de 3 à 6 mois, alors que la majorité des stages effectués en 1999

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

Tableau 7  
Écart de taux de croissance du niveau de vie entre bénéficiaires de CES et témoins

	1997			1998			1999		
	Estimateur			Estimateur			Estimateur		
	naïf	à noyau	pondéré	naïf	à noyau	pondéré	naïf	à noyau	pondéré
Écart de taux de croissance du niveau de vie par u.c. (1)	3,9 (3,4)	7,4** (3,3)	1,2 (3,9)	7,1 (4,8)	13,2*** (4,5)	7,6 (5,8)	6,2 (5,2)	4,8 (4,6)	- 3,4 (5,9)
Support commun	1 732 (79,8 %)			887 (92,5 %)			814 (88,2 %)		

1. Log (niveau de vie par u.c. 2003) - Log (niveau de vie par u.c. avant l'entrée).

Lecture : pour les personnes entrées en CES fin 1997, le taux de croissance du niveau de vie par u.c. entre 2003 et 1997 est supérieur à celui des témoins de 7,4 points d'après l'estimateur à noyau et de 1,2 point selon l'estimateur pondéré (non significatif). Estimateur en différence de différence (cf. encadré 3).

\*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* : significatif à 5 % ; écarts-types entre parenthèses.

Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

sont plus courts ou plus longs (de Palmas et Zamora, 2004).

Le passage par un Sife collectif 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 (cf. annexe 3). À l'opposé, les stages de formation ne semblent pas avoir d'impact favorable à moyen terme sur les salaires.

Ce résultat, qui peut paraître contre-intuitif, ne mesure pas l'effet de la formation sur le salaire, car certains individus du groupe témoin ont pu suivre une formation. C'est bien l'effet d'un type de formation, dans le cadre spécifique du Sife collectif, qui est ici évalué. Par ailleurs, si la plupart des études françaises sur les stages pour les chômeurs n'évaluent pas ces actions sous l'angle salarial, l'analyse du parcours des apprentis relativement aux lycéens professionnels ne met pas en évidence d'effet sur les

salaires d'embauche des apprentis (Simonnet et Ulrich, 2000).

Enfin, les Sife collectifs n'ont pas d'effets robustes ni significatifs sur l'évolution des niveaux de vie des bénéficiaires (cf. tableau 9).

\* \*  
\*

L'évaluation par une méthode d'appariement non paramétrique de l'impact du passage par un dispositif d'aide au retour à l'emploi confirme plusieurs résultats souvent connus, mais en y apportant un degré de précision accru : efficacité du CIE, en termes 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 dans une succession de contrats aidés ; faible efficacité des Sife collectifs, du moins pour les durées de 3 à 6 mois, ce programme semblant toutefois préférable aux CES de même durée. À cet égard, le *Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi* constitue un outil original et précieux pour enrichir la connaissance sur l'évaluation des programmes ciblés de la politique de l'emploi.

Ces résultats restent toutefois sensibles à la méthode de correction des biais de sélection mise en œuvre (Brodaty *et al.*, 2007). Une meilleure caractérisation de l'environnement social, familial et de l'histoire professionnelle des bénéficiaires et des individus du groupe

Tableau 8  
**Écart de taux de retour à l'emploi entre bénéficiaires de Sife collectifs et témoins**

	Estimateur		
	naïf	à noyau	pondéré
<b>Emploi non aidé</b>			
Mars 2000	2,4 (4,3)	4,5 (6,0)	5,4 (6,1)
Mars 2002	- 2,4 (5,2)	0,5 (6,0)	2,5 (6,0)
Mars 2003	- 4,7 (5,2)	- 1,4 (6,3)	0,3 (6,8)
<b>Emploi total</b>			
Mars 2000	6,9 (4,9)	9,1 (6,8)	10,3 (6,6)
Mars 2002	- 0,9 (5,6)	2,9 (6,6)	5,3 (6,4)
Mars 2003	- 2,3 (5,4)	0,6 (6,9)	2,6 (7,4)
Support commun	670 (76,0 %)		

Lecture : pour les personnes entrées en Sife mi 1999, l'écart entre le taux d'emploi non aidé 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 à noyau et de 5,4 points selon l'estimateur pondéré. Ces résultats ne sont pas significatifs au seuil de 5 %. L'échantillon de départ comprend 256 personnes entrées en Sife collectif à la fin de 1999, auxquelles sont associés 626 témoins, soit en tout un effectif de 882. Le support commun en retient 670 (soit 76,0 %), après élimination des cas correspondant aux valeurs extrêmes des scores et des individus auxquels on ne peut associer de « jumeau ». Estimateur en différence de différence (cf. encadré 3). \*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* : significatif à 5 % ; écarts-types entre parenthèses. Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

Tableau 9  
**Écart de taux de croissance du niveau de vie entre bénéficiaires de Sife collectifs et témoins**

	Estimateur		
	naïf	à noyau	pondéré
Écart de taux de croissance du niveau de vie par unité de consommation (u.c.)	3,5 (5,3)	- 1,4 (5,9)	- 3,5 (6,7)
Support commun	670 (76,0 %)		
1. Log (niveau de vie par u.c. 2003) - Log (niveau de vie par u.c. avant l'entrée).			

Lecture : pour les personnes entrées en Sife collectif mi 1999, le taux de croissance du niveau de vie par u.c. entre 2003 et 1999 est inférieur à celui des témoins (de 1 point pour l'estimateur en noyau et de 4 points selon l'estimateur pondéré), mais ces résultats sont non significatifs au seuil de 5 %. Estimateur en différence de différence (cf. encadré 3) ; écarts-types entre parenthèses. Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

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.

En effet, le recours à des échantillons de taille suffisante contenant des informations de nature administrative permettrait, d'une part, de « dépasser l'effet moyen » du traitement, et, d'autre part, d'ouvrir la « boîte noire » du fonctionnement du dispositif.

Les traitements des politiques sociales sont loin d'être uniformes et peuvent varier en fonction de la population, de la zone géographique, des comportements passés des bénéficiaires et 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.

En fonction des contraintes liées à la taille des sous-échantillons à construire, on a cherché à mesurer ici les variations de l'impact des dispositifs pour quelques populations en reproduisant l'analyse globale sur ces catégories.

S'agissant du CIE, 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 ce contrat s'avère

plus efficace que pour l'ensemble des individus quel que soit l'indicateur d'emploi retenu.

Le passage en CES est 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. Il en va de même pour les femmes qui effectuent un CES long, mais l'écart non significatif reste à l'avantage des demandeurs d'emploi du groupe témoin pour l'emploi non aidé. En termes d'efficacité du CES, les personnes vivant sous le seuil de pauvreté avant l'entrée sont dans la même situation que la moyenne des bénéficiaires.

Les Sife collectifs s'avèrent plus efficaces 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.

S'agissant de l'effet du contenu des dispositifs, l'étude, par construction, incorpore des informations sur la durée du passage dans la mesure et établit un lien entre celle-ci et son efficacité. Il n'est pas possible d'aller au-delà, en raison de la taille limitée des échantillons dont nous disposons.

Cependant, les éléments descriptifs issus du *Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi* (Even, 2003) 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 (Defossez, 2003). Le statut de l'employeur semble également déterminant : on note par exemple une meilleure insertion des CES qui se sont déroulés dans un établissement public administratif. De même, les stages de formation aboutissant à une certification de la formation conduisent davantage vers l'emploi (de Palmas et Zamora, 2004). La taille et le secteur d'activité de l'employeur semblent également contribuer au succès des dispositifs. L'insertion professionnelle est ainsi moins favorable pour les personnes recrutées en CIE par des entreprises de 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). □

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Adjerad S. et Defosseux M. (2005)**, « Les bénéficiaires du RMI dans les contrats aidés : un accès privilégié aux contrats emploi solidarité », *Premières synthèses*, Dares, n° 06.1, février.
- Balsan D., Hanchane S. et Werquin P. (1996)**, « Mobilité professionnelle initiale : éducation et expérience sur le marché du travail », *Économie et Statistique*, n° 299, pp. 91-106.
- Bardaji J. (2001)**, « Un an après la sortie d'un contrat emploi consolidé : près de six chances sur dix d'avoir un emploi », *Premières synthèses*, Dares, n° 43.3, octobre.
- Behaghel L. (2003)**, « Insécurité de l'emploi : le rôle protecteur de l'ancienneté a-t-il baissé en France ? », *Économie et Statistique*, n° 366, pp. 3-23.
- Belleville A. et Saint-Martin A. (2002)**, « Emplois aidés et performances des entreprises », *Premières synthèses*, Dares, n° 02.1, janvier.
- Berger E. (2003)**, « Le CIE : un retour durable à l'emploi », *Premières synthèses*, Dares, n° 44.5, octobre.
- Berger E., Defosseux M., De Palmas J.-P., Even K., Mas S., Sanchez R. et Zamora P. (2002)**, « Les bénéficiaires des politiques de l'emploi : des parcours sensibles aux mouvements conjoncturels de l'économie », *Premières synthèses*, Dares, n° 52.3, décembre.
- Berger E. et Klein T. (2005)**, « Après un contrat aidé : les conditions de vie s'améliorent », *Document d'études*, Dares, n° 105, septembre.
- Bonnal L., Fougère D. et Sérandon A. (1997)**, « Evaluating the Impact of French Employment Policies on Individual Labour Market Histories », *Review of Economic Studies*, vol. 64, n° 4, pp. 683-713.
- Breuil-Genier P. (2001)**, « Les variations des revenus individuels entre périodes de chômage et d'emploi », *Économie et Statistique*, n° 348, pp. 61-79.
- Brodaty T., Crépon B. et 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, pp. 85-124.
- Brodaty T., Crépon B. et Fougère D. (2007)**, « Les méthodes micro-économétriques d'évaluation et leurs applications aux politiques actives de l'emploi », *Économie et Prévision*, n° 177, pp. 93-118.
- Castra D. (2003)**, *L'insertion professionnelle des publics précaires*, Le travail humain, PUF, avril.
- Charpail C., Klein T. et Zilberman S. (2005)**, « Évaluation des politiques de l'emploi », *Document d'études*, Dares, n° 95, février.
- Crépon B., Dejemeppe M. et Gurgand M. (2005)**, « Counselling the Unemployed: Does it Lower Unemployment Duration and Recurrence? », *document de travail*, CEE, n° 40.
- Dares (2003)**, *Les politiques de l'emploi et du marché du travail*, collection Repères, n° 373, la Découverte, Paris.
- De Palmas J.-P. et Zamora P. (2004)**, « Les stages d'insertion et de formation professionnelle (SIFE) : un meilleur accès à l'emploi quand ils sont certifiants », *Premières synthèses*, Dares, 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*, Dares, n° 44.2, octobre.
- Dehejia R. et Wahba S. (2002)**, « Propensity Score Matching Methods for Non-Experimental Causal Studies », *Review of Economics and Statistics*, vol. 84, n° 1, pp. 151-161.
- Desrosières A. (2004)**, « Enquêtes versus registres administratifs : réflexions sur la dualité des sources statistiques », *Courrier des Statistiques*, n° 111, pp. 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*, Dares, n°33.1, août.
- Even K. (2003)**, « Formation et accompagnement dans les dispositifs de la politique de l'emploi : les principaux enseignements du panel des bénéficiaires », *Premières synthèses*, Dares, n°44.1, octobre.

- Fiole M. et Roger M. (2002)**, « Les effets sur l'emploi de la loi du 11 juin 1996 sur la réduction du temps de travail », *Économie et Statistique*, n° 357-358, pp. 3-19.
- Fougère D., Kramarz F. et Magnac T. (2000)**, « Youth Employment Policies in France », *European Economic Review*, vol. 44, pp. 928-942.
- Fredrikson P. et Johansson P. (2003)**, « Employment, Mobility and Active Labor Market Programs », *IFAU working paper*, n° 3, Uppsala University.
- Gautié J. (1996)**, « L'évaluation de la politique de l'emploi en faveur des jeunes en France », *Dossier du CEE*, n° 8.
- Guimirot A. et 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, pp. 549-568.
- Heckman J. (1979)**, « Sample Selection Bias as a specification Error », *Econometrica*, vol. 47, n° 1, pp. 153-161.
- Heckman J., Ichimura H. et Todd P. (1997)**, « Matching As An Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme », *Review of Economic Studies*, vol 64, n° 4, pp. 605-654.
- Heckman J., Lalonde R. et Smith J. (1999)**, « The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs », in Ashenfelter and Card (eds), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier, pp. 1865-2097.
- Heckman J. et Smith J. (2004)**, « The Determinants of Participation in a Social Program: Evidence from a Prototypical Job Training Program », *Journal of Labor Economics*, vol. 22, n° 2, pp. 243-298.
- Klein T. (2004)**, « Évaluation microéconomique du passage par un contrat de qualification. Les enseignements d'une analyse des effets bruts », *Économie et Prévision*, n° 164-165, pp. 131-144.
- Kluve J. (2006)**, « The Effectiveness of European Active Labor Market Policy », *IZA Discussion paper*, n° 2018.
- Magnac T. (1997)**, « Les stages et l'insertion professionnelle des jeunes : une évaluation statistique », *Économie et Statistique*, n° 304-305, pp. 75-94.
- Manski C. (2001)**, « Designing Programs for Heterogeneous Populations: the Value of Covariate Information », *American Economic Review*, vol. 91, n° 2, pp. 103-106.
- Observatoire national de la pauvreté et de l'exclusion sociale (2006)**, *Rapport 2005-2006*, La Documentation française, Paris.
- Picart C. (1999)**, « Les contrats initiative emploi en 1998 », *Premières synthèses*, Dares, n°39.1, septembre.
- Pujol J. (2005)**, « Après un CEC : le retour à l'emploi classique passe souvent par un recrutement interne sur le même poste », *Premières synthèses*, Dares, n° 41.1, octobre.
- Simonin B. (2002)**, « Vers une unification des contrats emploi solidarité et des contrats emploi consolidés ? », *Quatre pages CEE*, n° 51, mai.
- Simonnet V. et Ulrich V. (2000)**, « La formation professionnelle et l'insertion sur le marché du travail : l'efficacité du contrat d'apprentissage », *Économie et Statistique*, n° 337-338, pp. 81-95.
- Tuchszirer C. (2002)**, « Activités réduites et trajectoires d'insertion des demandeurs d'emploi », in Observatoire national de la pauvreté et de l'exclusion sociale, *Les travaux 2001-2002*, pp. 433-456. La documentation française, Paris.

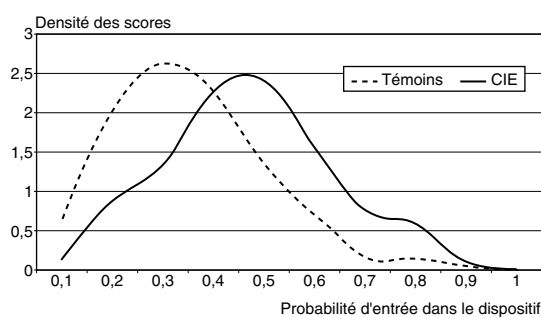


## DENSITÉS DES SCORES ET SUPPORTS COMMUNS

Sont présentées ici, pour chaque cohorte du couple bénéficiaires-témoins, les densités des scores calculés par l'équation de participation au programme (cf. tableau 3). On détermine ainsi deux distributions des scores : pour les bénéficiaires d'une part, et les témoins, d'autre part. Leur intersection, correspondant

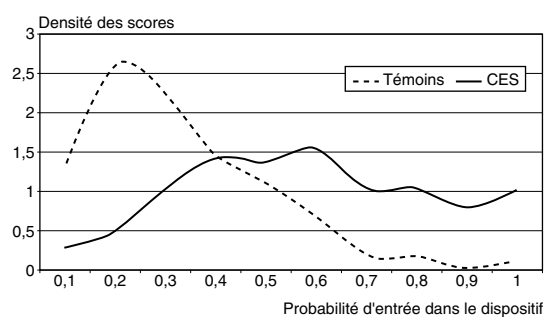
à l'aire située sous la courbe la plus basse, définit le support commun. Parce que seuls les individus dont le score appartient au support commun sont ensuite retenus pour l'estimation de la variable d'intérêt, il convient que celui-ci soit le plus grand possible (Brodsky *et al.*, 2007).

Graphique A  
CIE 1997



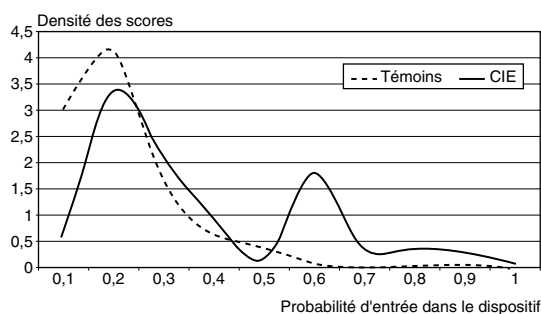
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

Graphique D  
CES 1998



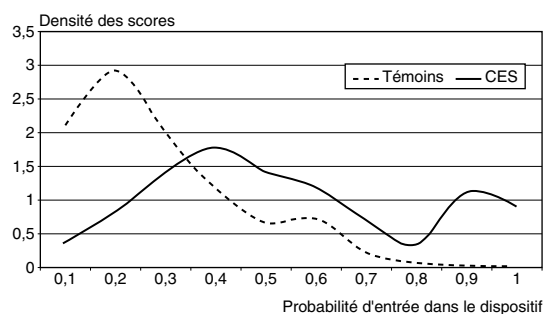
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

Graphique B  
CIE 1998



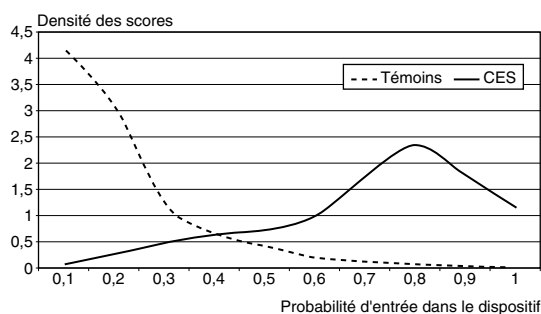
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

Graphique E  
CES 1999



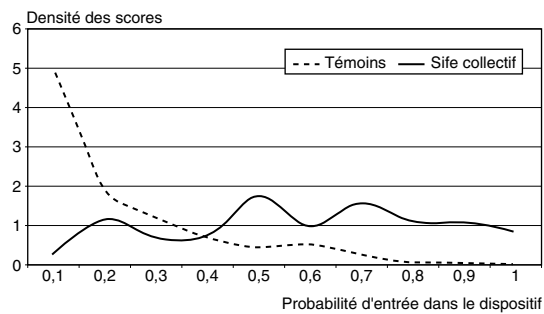
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

Graphique C  
CES 1997



Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

Graphique F  
Sife collectif 1999



Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

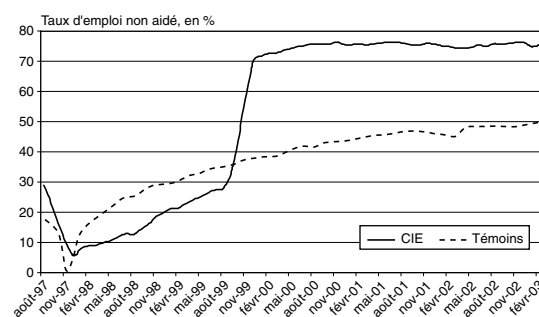
## ÉVOLUTION DU TAUX D'EMPLOI NON AIDÉ DES BÉNÉFICIAIRES ET DES TÉMOINS ENTRE AOÛT 1997 ET MARS 2003

On présente ici, pour chaque cohorte du couple bénéficiaires-témoins, les taux d'emploi non aidé observés mois après mois (*i.e.* le nombre d'individus en emploi non aidé rapporté à la population étudiée). L'année millésime indiquée en titre correspond à la date d'entrée des bénéficiaires dans le programme (cf. encadré 2).

Les témoins, qui sont tous au chômage au moment où les bénéficiaires entrent en dispositif, présentent à cette date un taux d'emploi non aidé nul (courbe en pointillés), qui s'élève ensuite à mesure que les personnes retrouvent un emploi.

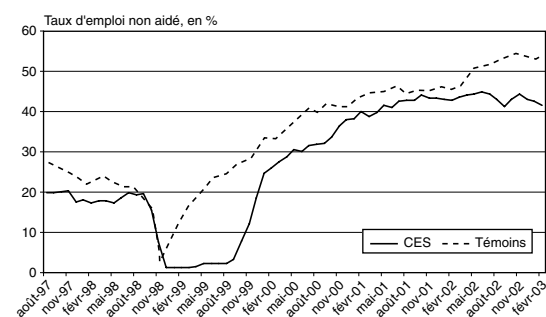
Les bénéficiaires, qui sont par construction en emploi aidé lorsqu'ils entrent en programme (y compris pour les stagiaires Sife collectif), présentent aussi un taux d'emploi non aidé nul (courbe pleine). Il s'élève à mesure que les personnes sortent vers l'emploi non aidé. Ce mouvement de sortie s'effectue quasiment dès l'entrée pour les CIE et les Sife collectifs en raison des ruptures du programme (à leur initiative ou à celle des employeurs ou organismes). Pour les CES, le taux demeure à zéro car les données disponibles portent sur des bénéficiaires ayant des durées effectives en contrat de six mois, un an ou deux ans.

**Graphique A**  
**CIE 1997**



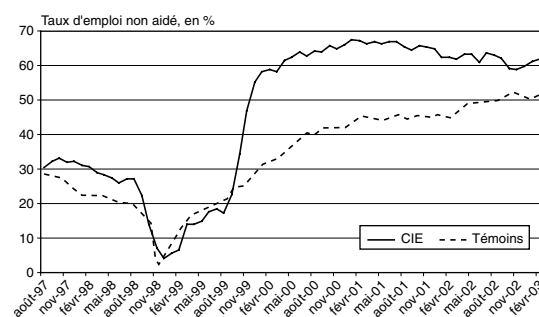
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

**Graphique D**  
**CES 1998**



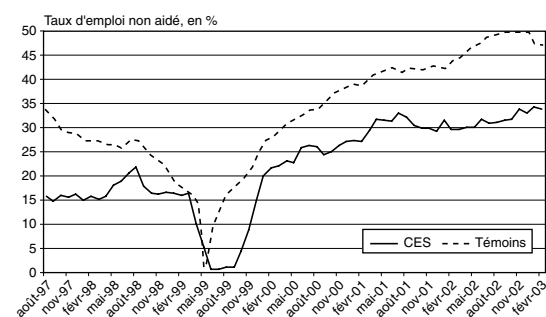
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

**Graphique B**  
**CIE 1998**



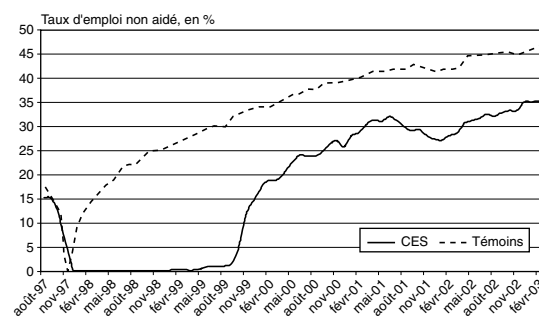
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

**Graphique E**  
**CES 1999**



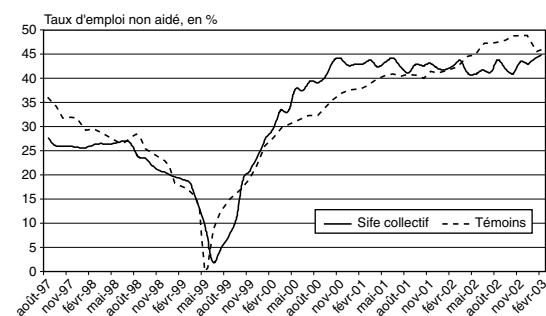
Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

**Graphique C**  
**CES 1997**



Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

**Graphique F**  
**Sife collectif 1999**



Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

### LES CARACTÉRISTIQUES DES EMPLOIS OCCUPÉS EN MARS 2003

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 (cf. tableau A). Cela provient d'une proportion accrue de salaires supérieurs à 900 euros, alors que la part de salariés à temps partiel est proche dans les deux populations. Concernant les CIE d'un an, les résultats sont peu significatifs et peu convergents selon les estimateurs relatifs au salaire. Mais, le passage en CIE accroît significativement la part de CDI (+ 12 points) ainsi que la durée des épisodes d'emploi après la fin de l'aide (+ 6 mois).

L'effet des Sife collectifs sur l'emploi occupé en 2003 est difficile à mettre en évidence car les estimateurs ne

convergent pas et / ou ne sont pas significatifs. On note néanmoins moins d'emplois à temps partiel (10 points), comparativement aux témoins, ainsi qu'une plus grande durée des épisodes d'emplois (7 mois) après la sortie de stage.

S'agissant du passage en CES, il n'est pas possible de conclure quant à son effet sur les salaires des emplois occupés en 2003, car les estimateurs ne sont ni convergents ni significatifs (cf. tableau B). Pour le reste, le CES conduit davantage vers le temps partiel et restreint le taux de CDI (sauf les CES d'un an), mais accroît la durée des épisodes d'emplois (aidés ou non).

Tableau A

#### Des emplois mieux rémunérés et plus durables après un CIE

Écarts	CIE						Sife collectif		
	1997			1998			1999		
	Estimateur			Estimateur			Estimateur		
	naïf	à noyau	pondéré	naïf	à noyau	pondéré	naïf	à noyau	pondéré
Salaire mensuel net (en euros)	230*** (39,6)	378*** (36,6)	212*** (42,9)	115 (101)	365*** (91,2)	121 (104,6)	- 68 (70,4)	276*** (34,2)	108 (60,7)
Salaire horaire net (en euros)	1,3*** (0,3)	2,5*** (0,3)	1,3*** (0,3)	0,6 (0,7)	2,4*** (0,6)	0,6 (0,7)	1 (1,1)	3*** (1,0)	2 (1,1)
Salaire supérieur à 900 euros (en %)	18*** (2,1)	26*** (1,9)	17*** (2,4)	- 0,3 (5,2)	15*** (4,4)	0,7 (5,8)	- 0,5 (4,4)	15*** (3,3)	5,5 (4,8)
Emploi en CDI (en %)	27*** (2,2)	27*** (2,3)	27*** (2,4)	12** (5,3)	13** (5,6)	12** (6,0)	- 5,0 (4,3)	- 2,5 (4,8)	- 1,0 (4,9)
Temps partiel (en %)	0,3 (1,7)	1,1 (1,8)	1,3 (1,8)	1,1 (4,1)	2,8 (4,6)	2,9 (4,2)	- 10*** (3,0)	- 11*** (4,1)	- 10** (4,2)
Nombre de mois en emploi depuis janvier 2000	10*** (0,6)	10*** (0,7)	10*** (0,7)	6*** (1,6)	6*** (1,8)	6*** (1,9)	5*** (1,3)	7*** (1,5)	8*** (1,6)
Effectifs du support commun	2 400 (92,3 %)			576 (81,5 %)			670 (76,0 %)		

Lecture : pour les personnes entrées en CIE fin 1997, le salaire mensuel net de l'emploi occupé en mars 2003 est supérieur à celui des témoins de 378 euros d'après l'estimateur à noyau et de 212 euros selon l'estimateur pondéré.

\*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* : significatif à 5 % ; écart-type entre parenthèses.

Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

Tableau B

**Des emplois moins souvent en CDI et davantage à temps partiel après un CES**

Écarts	CES								
	1997			1998			1999		
	Estimateur			Estimateur			Estimateur		
	naïf	à noyau	pondéré	naïf	à noyau	pondéré	naïf	à noyau	pondéré
Salaire mensuel net (en euros)	-202*** (2,0)	151*** (18,7)	- 70** (31,0)	- 87** (39,0)	204*** (28,2)	15 (51,5)	- 29 (75,8)	259*** (34,7)	75 (54,9)
Salaire horaire net (en euros)	- 0,8*** (2,1)	1,6*** (0,2)	- 0,5 (0,3)	- 0,5 (0,3)	1,6*** (0,2)	0,2 (0,4)	- 0,1 (0,5)	2,0*** (0,2)	0,6 (0,4)
Salaire supérieur à 900 euros (en %)	- 17*** (1,8)	2,8 (1,7)	- 9*** (2,4)	- 11*** (3,4)	6,6** (2,7)	- 3,7 (3,7)	- 4,5 (3,2)	10*** (2,7)	- 0,2 (4,0)
Emploi en CDI (en %)	- 12*** (1,8)	- 8,1*** (2,5)	- 7,6*** (2,6)	- 10*** (3,2)	- 3,6 (3,5)	- 2,6 (3,6)	- 11*** (3,2)	- 8,6** (4,0)	- 8,5** (4,3)
Temps partiel (en %)	12*** (1,8)	11*** (3,0)	11*** (3,1)	10*** (3,4)	10,3*** (4,1)	10,5** (4,2)	9,6** (3,8)	11*** (4,0)	11*** (4,1)
Nombre de mois en emploi depuis janvier 2000	1 (0,6)	3*** (0,9)	4*** (1,0)	3*** (1,0)	5*** (1,2)	6*** (1,5)	4*** (1,0)	5*** (1,2)	5*** (1,5)
Effectifs du support commun	1 732 (79,8 %)			887 (92,5 %)			814 (88,2 %)		

Lecture : : pour les personnes entrées en CES fin 1997, le salaire mensuel net de l'emploi occupé en mars 2003 est supérieur à celui des témoins de 151 euros d'après l'estimateur à noyau mais inférieur de 70 euros selon l'estimateur pondéré.

\*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* : significatif à 5 % ; écart-type entre parenthèses.

Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi.

## LES CONDITIONS DE VIE EN MARS 2003

Pour mesurer le niveau de vie, l'Insee rapporte le revenu du ménage au nombre d'unités de consommation (u.c.) selon l'échelle suivante : une unité de consommation pour le premier adulte du ménage, 0,5 pour toute autre personne de 14 ans et plus et 0,3 pour les enfants de moins de 14 ans. En l'absence d'information sur l'âge des enfants dans le panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi, le calcul des revenus par unité de consommation retient l'hypothèse que tous les enfants ont moins de 14 ans (Berger, Klein, 2005).

Le revenu analysé ici correspond au revenu du ménage déclaré par la personne interrogée. L'enquête étant effectuée de manière rétrospective, la déclaration du revenu peut être entachée d'un biais de mémoire, mais nous n'avons aucune raison de penser que ce biais affecte différemment les bénéficiaires par rapport aux témoins.

Les indicateurs relatifs aux niveaux de vie en 2003 sont très favorables pour les bénéficiaires de CIE longs (cf. tableau A). Ils dénotent un déplacement d'un plus grand nombre d'individus vers le haut de la distribution des revenus et surtout une diminution du taux de pauvreté. Il en est de même pour les bénéficiaires de CIE d'un an, quoique de manière moins nette (estimateurs convergents mais non significatifs). Par comparaison avec les CES d'un an, le passage en CIE court accroît

significativement (13 points) la part des ménages avec des revenus au moins égaux au niveau de vie médian de la population française.

Concernant les Sife, les écarts de niveaux de vie entre bénéficiaires et témoins ne sont pas significatifs au seuil de 5 %.

La plupart des estimateurs concernant le CES n'apparaissent pas significativement différents de zéro au seuil de 5 %, les bénéficiaires se trouvant dans des situations proches des témoins au printemps 2003 (cf. tableau B). Compte-tenu des différences au départ, cela marque une évolution favorable : de fait les estimateurs noyau et pondéré évoluent positivement par rapport à l'estimateur naïf, signe de biais de sélection. Néanmoins, la faiblesse des écarts en 2003 marque la difficulté pour le dispositif à permettre à ses bénéficiaires d'atteindre des standards de niveau de vie moyens. Surtout, peu d'individus passés par un CES connaissent un destin social favorable et une réelle ascension. Ainsi, la part de bénéficiaires de CES longs dont le niveau de vie 2003 est supérieur au niveau de vie médian est inférieure de 5 points à ce que connaissent les témoins. Sur ce plan aussi, la situation après un CES d'un an est relativement meilleure (ou moins mauvaise) que les CES plus longs ou plus courts.

Tableau A  
Une nette amélioration du niveau de vie après un CIE long

	CIE						Sife		
	1997			1998			1999		
	Estimateur naïf			Estimateur naïf			Estimateur naïf		
	à noyau	pondéré	à noyau	pondéré	à noyau	pondéré	à noyau	pondéré	
Le ménage a vu son niveau de vie augmenter	12*** (1,7)	14*** (1,9)	14,1*** (2,2)	3,0 (4,5)	7,7 (5,8)	7,6 (6,4)	0,4 (4,0)	- 4,9 (4,6)	- 1,2 (6,6)
Niveau de vie par unité de consommation en 2003 inférieur à 600 €	- 12*** (1,6)	- 10*** (1,9)	- 10*** (1,9)	- 4,1 (4,1)	- 6,1 (4,9)	- 6,5 (4,7)	8,3** (4,0)	0,3 (5,2)	2,0 (5,7)
Niveau de vie par unité de consommation en 2003 supérieur ou égal à 1 200 €	8,0*** (2,0)	5,9*** (2,2)	6,1*** (2,1)	8,2 (4,7)	9,7 (5,4)	9,3 (5,4)	- 7,8** (3,2)	- 5,8 (3,8)	- 4,7 (3,7)
Est devenu propriétaire depuis l'entrée	2,4 (1,5)	2,9** (1,5)	3** (1,4)	0,0 (3,2)	1,1 (3,5)	1,1 (3,3)	- 4** (2,0)	- 2,5 (2,4)	- 2,2 (2,4)
Support Commun	2 400 (92,3 %)			576 (81,5 %)			670 (76,0 %)		

Lecture : pour les personnes entrées en CIE fin 1997, la part de celles ayant connu une amélioration du niveau de vie par unité de consommation entre 2003 et 1997 est supérieure à celle des témoins de 14 points d'après l'estimateur en noyau et de 14,1 points selon l'estimateur pondéré.

\*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* : significatif à 5 % ; (écart-type)

Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi

Tableau B

**Pas d'amélioration du niveau de vie pour les bénéficiaires après un CES**

CES	1997			1998			1999		
	Estimateur			Estimateur			Estimateur		
	naïf	à noyau	pondéré	naïf	à noyau	pondéré	naïf	à noyau	pondéré
Le ménage a vu son niveau de vie augmenter	2,3 (2,6)	3,8 (3,0)	4,8 (3,7)	- 0,2 (3,0)	1,2 (3,9)	2,5 (5,3)	- 2,1 (3,4)	- 4,7 (4,6)	- 6,1 (5,9)
Niveau de vie par u.c. 2003 inférieur à 600 euros	3,2 (2,5)	- 2,2 (2,7)	- 2,2 (3,1)	4,4 (3,6)	0,0 (4,21)	- 0,1 (5,0)	5,5 (3,7)	0,7 (4,4)	- 0,7 (4,7)
Niveau de vie par u.c. 2003 supérieur ou égal à 1200 euros	- 9,5*** (2,2)	- 5,5** (2,2)	- 5,2** (2,2)	- 6,0** (2,6)	- 2,8 (2,9)	- 2,3 (3,0)	- 5,2 (3,0)	- 4,0 (3,6)	- 4,0 (3,8)
Est devenu propriétaire depuis l'entrée	- 3,1** (1,3)	- 1 (1,3)	- 0,7 (1,3)	- 2,3 (1,9)	1,5 (1,6)	1,7 (1,6)	- 0,1 (2,5)	0,9 (2,7)	0,8 (2,9)
Support commun	1 732 (79,8 %)			887 (92,5 %)			814 (88,2 %)		

Lecture : pour les personnes entrées en CES fin 1997, la part de celles ayant connu une amélioration du niveau de vie par unité de consommation entre 2003 et 1997 est supérieure à celle des témoins de 3,8 points d'après l'estimateur en noyau et de 4,8 points selon l'estimateur pondéré, écarts non significatifs au seuil de 5 %.

\*\*\* : significatif à 1 % ; \*\* : significatif à 5 % ; (écart-type)

Source : Dares, Panel des bénéficiaires de la politique de l'emploi

## FAUT-IL ENCORE ÉVALUER LES DISPOSITIFS D'EMPLOIS AIDÉS ?

Denis Fougère, CNRS, Crest-Insee

Grâce aux recherches conduites depuis maintenant plus de dix ans, nous disposons aujourd'hui d'un ensemble de résultats convergents et fiables dont l'énoncé constitue en lui-même une première évaluation des dispositifs d'emplois aidés :

- dans le secteur marchand, les contrats aidés (emplois subventionnés et contrats en alternance) sont souvent un tremplin vers l'emploi stable, notamment pour les jeunes les moins qualifiés ; mesurée à l'aune de ce critère, l'efficacité des contrats aidés du secteur non marchand n'est pas avérée (Bonnal *et al.*, 1997 ; Gerfin et Lechner, 2002 ; Sianesi, 2004 ; Gerfin *et al.*, 2005) ;

- dans le secteur marchand, les contrats aidés ont des effets favorables pour autant qu'ils permettent d'accumuler de l'expérience, et donc que leur durée est suffisamment longue ; les contrats aidés de courte durée, qu'ils prennent place dans les secteurs marchand ou non marchand, ne facilitent pas l'accès à l'emploi stable (Lechner, 2004) ;

- il en est de même pour les stages ou programmes de formation proposés aux chômeurs, et en particulier aux chômeurs de longue durée (Brodady *et al.*, 2005 ; Crépon *et al.*, 2007 ; Stenberg et Westerlund, 2008). Leur efficacité est d'autant plus grande qu'ils sont suffisamment longs et que leur contenu en formation est substantiel.

L'étude réalisée par Karl Even et Tristan Klein confirme ces résultats : les *Contrats Initiative Emploi*, qui sont des dispositifs mis en place dans le secteur marchand, améliorent les chances de retour à l'emploi, alors que les *Contrats Emploi Solidarité*, offerts dans le secteur non marchand, et les *Stages d'Insertion et de Formation à l'Emploi* ne semblent avoir aucun effet positif de ce point de vue. Even et Klein trouvent également que les contrats aidés (CIE et CES) les plus longs sont les plus favorables à l'emploi, les contrats aidés les plus courts n'ayant que peu ou pas d'impact (1). Ces résultats sont par ailleurs

intéressants puisqu'ils concernent des périodes et des dispositifs plus récents que ceux évalués dans les travaux français préalables (Bonnal *et al.*, 1997 ; Brodady *et al.*, 2001, 2005). Il sont obtenus, et c'est là un point qui mérite d'être souligné, à l'aide des Panels que la Dares a spécifiquement constitué pour suivre le devenir des bénéficiaires de contrats aidés.

Pour conduire leur évaluation, Karl Even et Tristan Klein recourent à la méthode statistique de l'appariement d'échantillons (*matching*). Pour l'essentiel, cette méthode consiste à comparer le devenir de chacun des bénéficiaires d'un type de contrat aidé avec celui d'un individu (ou d'un groupe d'individus) possédant les mêmes caractéristiques que ce bénéficiaire, mais n'ayant pas accédé à ce type de contrat aidé au cours de la période considérée. Cette méthode a été initialement proposée par Rubin (1974), et introduite en France par Brodady *et al.* (2001, 2005) pour l'analyse des effets des passages par des contrats aidés. Lorsqu'il n'est pas possible de recourir à des expériences contrôlées afin d'évaluer une intervention ou une politique publique, la méthode de l'appariement d'échantillons est très souvent mobilisée.

### Les évaluations par appariement peuvent-elles se substituer aux expériences contrôlées ?

Toute la difficulté de l'évaluation provient d'un problème en théorie insurmontable, à savoir que l'on ne peut observer ce qu'aurait été la situation (par exemple, l'emploi, le revenu ou le bien-être) d'une personne participant au dispositif si elle n'avait pu en bénéficier. En pratique, une solution à ce problème consiste à choisir un groupe d'individus, appelé *groupe de contrôle* (ou *groupe témoin*), dont les caractéristiques observables se rapprochent le plus possible de celles des individus bénéficiaires du dispositif. Le problème est qu'en général, cette méthode

1. Toutefois, le raisonnement statistique qui permet aux auteurs de mettre en évidence cet effet de la durée des contrats aidés n'est pas sans défaut, nous y reviendrons.

n'est pas sans défaut, car elle ne permet pas d'éliminer ce que les statisticiens et les économistes appellent le *biais de sélection*. Ce biais résulte du fait qu'un passage par un dispositif de formation ou un contrat aidé est une décision qui met en œuvre un choix individuel, relevant au moins en partie du domaine de la rationalité, car cette décision ne peut être indépendante de la façon dont l'individu évalue par lui-même les conséquences de son choix. Ne pas tenir compte de ce biais de sélection risque de produire des estimations biaisées des effets du dispositif en comparant directement les situations des deux groupes, bénéficiaires et non bénéficiaires.

Pour limiter les conséquences du biais de sélection, les économètres proposent de plus en plus de recourir à des expérimentations contrôlées. Leur principe est simple : les individus intéressés par le dispositif de formation, le stage, ou le programme d'emploi que l'on souhaite évaluer, sont affectés de manière aléatoire (par tirage au sort) à un groupe de traitement qui bénéficie de ce dispositif, stage ou programme, ou bien à un groupe de contrôle qui n'en bénéficie pas. Bien que sa mise en œuvre soit souvent difficile, et qu'en conséquence ses résultats puissent être biaisés (2), l'expérimentation contrôlée est aujourd'hui présentée par certains économètres comme la méthode de référence en matière d'évaluation.

Pourquoi l'évaluation par appariement d'échantillons est-elle la méthode qui s'en rapproche le plus ? Selon Rubin (2007), qui est son concepteur et probablement son meilleur avocat, elle a un avantage évident sur toutes les autres méthodes non-expérimentales, car elle repose sur l'élaboration préalable d'un outil, le score de propension, qui ne dépend pas des variables de résultat (par exemple, la qualité de l'emploi ou le niveau de salaire atteint) permettant d'évaluer l'efficacité du dispositif. Ce score mesure la probabilité d'accéder au dispositif pour chaque individu, qu'il en soit bénéficiaire ou non, indépendamment des résultats du passage par le dispositif. Si ce score est bien construit, il joue le rôle du tirage au sort dans les expériences contrôlées : plus précisément, il rend les caractéristiques observables (âge, sexe, qualification, etc.) des individus, tout au moins celles qui sont censées agir sur l'accès au dispositif, indépendantes du résultat du passage par ce dispositif. Ce score permet donc avant tout d'*équilibrer* la

distribution de ces variables dans les groupes de traitement et de contrôle (3), c'est-à-dire de rendre ces deux groupes semblables du point de vue de la distribution des variables agissant sur la probabilité d'accès au dispositif. Les autres méthodes non expérimentales, telles que la régression avec discontinuité ou la méthode des doubles différences, ne permettent pas d'atteindre cet objectif, car elles sont directement et exclusivement fondées sur l'analyse des variables de résultat (4).

Rubin (2007) passe en revue les diagnostics et statistiques de test permettant de savoir si le score de propension estimé équilibre ou non la distribution des variables affectant la probabilité d'accéder au dispositif (5). Il est en effet possible qu'à l'issue de la procédure de calcul du score, la distribution des variables pertinentes dans le groupe de contrôle diffère encore trop de la distribution des mêmes variables dans le groupe de traitement, auquel cas l'évaluation ne peut être conduite à l'aide de la méthode par appariement avec les données considérées (6). Even et Klein montrent bien que dans leur cas, les supports des distributions des scores de propension estimés ont une intersection suffisante, mais ils oublient malheureusement de vérifier la propriété d'équilibrage que nous venons de rappeler, et qui est une condition d'application tout aussi cruciale que celle relative au support commun des scores.

2. En particulier, le fait que le tirage au sort ajoute de l'incertitude dans le processus d'accès au dispositif peut conduire les individus les plus adverses au risque à ne pas se porter candidats. Parallèlement, si les agences chargées de la mise en œuvre de l'expérimentation offrent un nombre de places limité ou si elles sont évaluées sur la base des résultats de l'expérience, elles peuvent être incitées à sélectionner les candidats les plus qualifiés ou ceux pour lesquels le dispositif est potentiellement le plus bénéfique. Les expériences contrôlées peuvent par ailleurs être soumises à des biais de substitution, apparaissant dès lors que les membres du groupe de contrôle ont accès à des substituts proches du dispositif ou du programme évalué.

3. Rosenbaum et Rubin (1983) insistent fortement sur cet aspect crucial de la méthode, malheureusement ignoré par de nombreux praticiens : un score de propension adapté est avant tout un outil d'équilibrage (un balancing score) des distributions des variables individuelles, autres que les variables de résultat, dans les deux groupes de traitement et de contrôle.

4. Pour une présentation des principales méthodes micro-économétriques d'évaluation, le lecteur pourra consulter la synthèse rédigée par Brodaty et al. (2007).

5. Parmi les méthodes les plus fréquemment utilisées, citons le calcul du biais standardisé (Rosenbaum et Rubin, 1985), le t-test (Rosenbaum et Rubin, 1985), le pseudo-R<sup>2</sup> (Sianesi, 2004) et le test de stratification (Dehejia et Wahba, 1999, 2002). Toutefois, les conclusions de ces tests doivent être considérées avec prudence, comme le montrent Imai et al. (2008).

6. C'est également la conclusion à laquelle parviennent Smith et Todd (2005) au terme d'une étude extensive.



---

### **De la nécessité de distinguer les dispositifs, leur durée et leur enchaînement**

La méthode d'évaluation par appariement d'échantillons peut être généralisée au cas où un demandeur d'emploi peut accéder à plusieurs dispositifs d'emploi aidé ou à plusieurs *traitements*, comme on le dit parfois par abus de langage et emprunt au vocabulaire de la statistique clinique. C'est l'un des autres avantages de cette technique que Brodaty *et al.* (2001, 2005) avaient déjà exploité. Dans le cas avec plusieurs dispositifs, traitements ou programmes, la méthode doit toutefois être appliquée avec précaution, car les effets croisés qu'elle permet d'estimer ne sont en général pas symétriques. À titre d'exemple, considérons deux groupes d'individus, ceux passés par un contrat aidé dans le secteur marchand et ceux passés par un contrat aidé dans le secteur non marchand. Grâce à la méthode d'appariement, il est possible d'estimer, par exemple, ce que les personnes bénéficiant d'un contrat aidé dans le secteur privé gagneraient à passer plutôt par un contrat aidé dans le secteur public. De manière symétrique, on peut calculer ce que celles passant par un contrat aidé du secteur public auraient gagné ou perdu à passer par un contrat aidé dans le secteur privé. Ces deux quantités sont en général différentes. Ainsi, Brodaty *et al.* (2001) trouvent que l'employabilité ultérieure des jeunes salariés en CDD est supérieure à ce qu'elle aurait été si ces mêmes personnes avaient été employées dans des contrats aidés du secteur marchand. Et réciproquement : l'employabilité de ceux ayant accédé à ces contrats aidés n'aurait pas été accrue par le passage en CDD.

Les données recueillies par la Dares et examinées par Even et Klein permettent de distinguer trois types de mesures : les *Contrats Initiative Emploi* (CIE), les *Contrats Emploi Solidarité* (CES), et les *Stages d'Insertion et de Formation à l'Emploi* (SIFE). Even et Klein comparent le devenir des bénéficiaires de chacune de ces trois mesures à une seule et même référence, la situation initiale de chômage du groupe témoin. Ils auraient également pu comparer les dispositifs deux à deux, en particulier les CIE et les CES en choisissant comme population témoin pour chacun de ces deux dispositifs le groupe ayant bénéficié de l'autre type de contrat aidé. Cette extension aurait permis d'évaluer ce qu'aurait été, par exemple, la probabilité d'emploi des

bénéficiaires de CES s'ils avaient accédé à des CIE, l'enjeu étant ici de mesurer l'*efficacité relative* des différents types d'emploi aidé.

L'évaluation statistique des dispositifs d'emploi aidé se heurte par ailleurs à deux difficultés spécifiques, souvent négligées par les analystes : premièrement, le fait que ces dispositifs peuvent être de durées très variables, et ensuite, qu'un même individu peut occuper successivement plusieurs emplois aidés, de natures fort différentes. De fait, la durée cumulée des emplois aidés successivement occupés peut être relativement longue. Ainsi, un CIE de deux ans peut succéder à un CES ayant lui-même duré une année, et en ce cas il n'est pas évident de savoir ce qu'il faut évaluer : le passage par le CES initial d'un an, celui par le CIE de deux ans, ou bien l'enchaînement de ces deux contrats. Even et Klein distinguent *a posteriori* les durées des différents types de contrats aidés, par exemple les CES courts (entre quatre et six mois) et les CES longs, résultant par exemple du renouvellement d'une convention avec le même employeur. Certes, il eût été préférable de distinguer *a priori* les durées des différents contrats aidés, en définissant par exemple les CIE d'un an et ceux de deux ans comme des états distincts. Mais il eût été encore plus pertinent de distinguer les successions d'emplois aidés et de proposer une méthode d'évaluation appropriée à cette situation relativement fréquente. En effet, il est à craindre que la mesure de l'efficacité des contrats aidés du secteur non marchand souffre d'une approche de court terme, qui ignore des enchaînements longs mais au total bénéfiques, qui permettraient par exemple à certains salariés très peu qualifiés d'accéder à des emplois aidés du secteur marchand après avoir été initialement employés dans des emplois aidés du secteur non marchand (7).

### **Évaluer les politiques de l'emploi ou comparer les trajectoires individuelles ?**

Pour l'essentiel, l'évaluation statistique ici pratiquée, comme celles qui le sont dans les études économétriques du même type, consiste à comparer la situation moyenne d'un groupe de bénéficiaires d'une catégorie d'emploi aidé,

---

7. Dans une étude récente, Lechner et Wiehler (2007) proposent une méthode permettant de prendre en compte et d'évaluer les effets de plusieurs dispositifs ou programmes successifs.

après leur passage par ce dispositif, à celle d'un groupe de personnes comparables mais qui n'ont pas participé au dispositif évalué. Une fois les biais de composition et de sélection atténués, les analystes considèrent que l'écart moyen de résultat entre les individus des deux groupes représente l'« effet causal » du dispositif (8). Mais en cet endroit, une précaution s'impose : cet « effet causal » ne peut être interprété comme la différence de résultat (par exemple, de niveau d'emploi ou de salaire) entre la situation où le dispositif évalué n'est pas mis en place, contexte dans lequel personne ne peut accéder à ce dispositif, et la situation où ce dispositif une fois introduit, certains en bénéficient et d'autres non. Il n'est pas nécessaire de recourir à des modèles théoriques, dont les hypothèses sont souvent critiquables, pour simuler ce que seraient les comportements des agents (salariés ou entreprises) dans l'hypothèse où la réforme ou le dispositif à évaluer ne serait pas introduit. Une solution plus simple consiste à comparer le salaire ou l'emploi des deux groupes de contrôle et de traitement avant et après l'introduction de cette réforme, ou avant et après leur participation à ce dispositif. Cette idée est à la base de la méthode maintenant bien connue des doubles différences (*differences in differences*). Plusieurs économètres (par exemple, Heckman *et al.*, 1998, ou Mueser *et al.*, 2003), ont ainsi proposé de coupler cette méthode avec la technique de l'appariement par score de propension, et montré qu'en général, ce couplage donne de meilleurs résultats que la seule application de l'appariement sur échantillons de coupe, observés après participation au dispositif. Dans leur étude, Even et Klein ont pu appliquer une procédure de ce type, combinant estimation par doubles différences et par appariement : la robustesse et donc la crédibilité de leurs résultats en ont été d'autant accrus.

### **Une inconnue, toujours la même : la motivation des employeurs**

Au terme de l'étude conduite par Karl Even et Tristan Klein, une question, peut-être la plus importante, reste en suspens : pour quelles raisons les entreprises recourent-elles aux contrats aidés plutôt qu'aux contrats de durée déterminée ? Ces contrats facilitent-ils l'emploi temporaire et à moindre coût des jeunes travailleurs moyennement qualifiés ? Ou permettent-ils aux

employeurs de réduire les coûts de formation et de sélection de ces travailleurs, avant de décider de les garder ou non dans l'entreprise, une fois le contrat parvenu à son terme ? Chacune de ces hypothèses correspond en fait à une modalité particulière d'utilisation des contrats aidés : dans le premier cas, les entreprises substitueraient ces contrats aux CDD et ne les transformeraient que rarement en CDI, alors que dans la seconde éventualité, les entreprises pourraient y recourir en complément aux CDD et les transformer en CDI à leur échéance, tout au moins dans les cas les plus favorables.

Aujourd'hui encore, nous n'avons que bien peu d'éléments de réponse à ces interrogations. Par ailleurs, les résultats des quelques travaux existants ne sont pas convergents. D'un côté, certaines études, fondées sur l'exploitation de suivis de cohortes de chômeurs, comparent le devenir des travailleurs passés par des emplois aidés à celui des salariés en CDD. Ainsi, Bonnal *et al.* (1997) et Brodaty *et al.* (2001) trouvent que les travailleurs en contrats aidés accèdent moins fréquemment aux emplois en CDI que s'ils avaient été employés en CDD. Toutefois, l'avantage est moindre dans le cas des contrats en alternance (contrats de qualification et contrats d'apprentissage) : les contrats en alternance et les CDD offrent pratiquement les mêmes possibilités d'accès aux CDI, en particulier pour les jeunes travailleurs les moins qualifiés.

Mais ces travaux n'examinent pas directement les comportements des employeurs. Seuls les quelques études ayant analysé les raisons du recours aux contrats d'apprentissage par les entreprises adoptent ce point de vue. Par exemple, Fougère et Schwerdt (2002) trouvent qu'en France comme en Allemagne, les petites entreprises aussi bien que les grandes utilisent les dispositifs d'apprentissage pour attirer et embaucher des jeunes travailleurs qualifiés, alors les entreprises de taille moyenne utilisent principalement les apprentis au titre de main-d'œuvre bon marché, pour la production immédiate. L'étude récente de Zwick (2007) confirme partiellement les résultats obtenus par Fougère et Schwerdt (2002). Zwick trouve que le recours à l'apprentissage n'a pas eu d'effet significatif

8. La notion de causalité est ici peut-être invoquée de manière abusive, puisque, somme toute, comme le fait remarquer Paul Veyne (1983), dans l'interprétation empiriste, causalité signifie avant tout régularité.

---

sur le profit à court terme des entreprises dans la période récente en Allemagne. Ce résultat signifie que les entreprises allemandes utiliseraient principalement les apprentis comme salariés productifs à moindre coût, sans investir réellement en capital humain au travers de leur formation.

Ces résultats, encore très partiels, montrent que les entreprises pourraient recourir aux emplois aidés pour des raisons assez diverses, aussi bien pour profiter de l'opportunité d'une main-d'œuvre moins coûteuse que pour former leurs jeunes salariés. Le caractère préliminaire de ces études incite bien évidemment à multiplier les analyses sur données d'entreprises, encore bien trop rares, mais pourtant susceptibles de livrer des résultats d'une portée au moins égale à ceux fournis par des observations de trajectoires individuelles.

\* \*  
\*

Il est temps maintenant de revenir à la question initialement posée : faut-il encore évaluer les dispositifs d'emplois aidés ? Oui, certainement, mais en recourant à une analyse renouvelée et plus audacieuse, qui profite pleinement de l'acquis des résultats déjà obtenus, tant en France

qu'à l'étranger. Dans cette perspective, trois pistes au moins devraient être privilégiées :

- distinguer, mieux que cela a pu être fait jusqu'à présent, les *différents types* de dispositifs et leur *enchaînement* au sein des trajectoires individuelles ;

- mesurer leurs effets sur *l'évolution* de *plusieurs* variables, telles que le revenu, le salaire, les compétences acquises, les durées d'emploi ou encore le bien-être individuel, et non plus seulement sur le *seul* fait d'être en emploi, quel que soit le type d'emploi, *en un instant donné* ;

- examiner de façon approfondie les *comportements des employeurs* vis-à-vis des contrats aidés, l'ampleur et la fréquence avec laquelle ils y recourent, leur substitution avec d'autres formes de contrat (en particulier avec les emplois sous CDD ou avec l'intérim), et leurs conséquences sur les flux d'emploi et sur l'évolution des salaires.

Quels que soient les débats du moment, nous savons bien que les emplois aidés demeureront dans les prochaines années l'un des principaux leviers de la politique de l'emploi. Pour qu'ils profitent au mieux à tous, aux salariés comme aux entreprises, il est impératif de les rendre rapidement plus efficaces. En ce domaine, comme en beaucoup d'autres, les analyses économétriques rigoureuses seront utiles.

---

## BIBLIOGRAPHIE

**Bonnal L., Fougère D. et Sérandon A. (1997),** « Evaluating the Impact of French Public Employment Policies on Individual Labour Market Histories », *The Review of Economic Studies*, vol. 64, pp. 683-713.

**Brodaty T., Crépon B. et Fougère D. (2001),** « Using Kernel Matching Estimators to Evaluate Alternative Youth Employment Programs : Evidence from France 1986-1988 », in *Econometric Evaluations of Labour Market Policies*, Lechner M. et Pfeiffer F. (éds), Heidelberg, Physica Verlag, pp. 85-124.

**Brodaty T., Crépon B. et Fougère D. (2005),** « Les dispositifs d'aide à l'emploi aident-ils les jeunes chômeurs de longue durée à accéder aux emplois stables ? », mimeo, Crest-Insee, Paris.

**Brodaty T., Crépon B. et Fougère D. (2006),** « Les méthodes micro-économétriques d'évaluation et leurs applications aux politiques actives de l'emploi », *Économie et Prévision*, n° 177, pp. 91-118.

**Crépon B., Ferracci M. et Fougère D. (2007),** « Training the Unemployed in France: How Does It Affect Unemployment Duration and Recurrence ? », *IZA Discussion Paper*, n° 3215, Bonn.

**Dehejia R. et Wabba S. (1999),** « Causal Effects in Non-Experimental Studies: Re-Evaluating the Evaluation of Training Programs », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 94, pp. 1053-1062.

- 
- Dehejia R. et Wabba S. (2002)**, « Propensity Score Matching Methods for Non-Experimental Causal Studies », *Review of Economics and Statistics*, vol. 84, pp. 151-161.
- Fougère D. et Schwerdt W. (2002)**, « Are Apprentices Productive ? », *Applied Economics Quarterly*, vol. 48, pp. 317-346.
- Gerfin M. et Lechner M. (2002)**, « Micro-econometric Evaluation of the Active Labour Market Policy in Switzerland », *Economic Journal*, vol. 112, pp. 854-893.
- Gerfin M., Lechner M. et Steiger H. (2005)**, « Does Subsidised Temporary Employment Get the Unemployed Back to Work ? An Econometric Analysis of Two Different Schemes », *Labour Economics*, vol. 12, pp. 807-835.
- Heckman J., Ichimura H. et Todd P. (1998)**, « Matching as an Econometric Evaluation Estimator », *Review of Economic Studies*, vol. 65, pp. 261-294.
- Lechner M. (2004)**, « Long-Run Effects of Public Sector Sponsored Training in West Germany », *IZA Discussion Paper*, n° 1443, Bonn.
- Lechner M. et Wiehler S. (2007)**, « Does the Order and Timing of Active Labour Market Programmes Matter ? », *CEPR Discussion Paper* n° 6521, Londres.
- Mueser P., Troske K. et Gorislavsky A. (2003)**, « Using State Administrative Data to Measure Program Performance », *IZA Discussion Paper*, n° 786, Bonn.
- Rosenbaum P. et Rubin D. (1983)**, « The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects », *Biometrika*, vol. 70, pp. 41-55.
- Rosenbaum P. et Rubin D. (1985)**, « Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score », *The American Statistician*, vol. 39, pp. 33-38.
- Rubin D. (1974)**, « Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and Non Randomized Studies », *Journal of Educational Psychology*, vol. 66, pp. 688-701.
- Rubin D. (2007)**, « The Design Versus the Analysis of Observational Studies for Causal Effects: Parallels With The Design of Randomized Trials », *Statistics in Medicine*, vol. 26, pp. 20-36.
- Sianesi B. (2004)**, « An Evaluation of the Swedish System of Active Labour Market Programs in the 1990s », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 86, pp. 133-155.
- Smith J. et Todd P. (2005)**, « Does Matching Overcome Lalonde's Critique of Nonexperimental Estimators ? », *Journal of Econometrics*, vol. 125, pp. 305-353.
- Stenberg A. et Westerlund O. (2008)**, « Does Comprehensive Education Work for the Long-Term Unemployed ? », *Labour Economics*, vol. 15, pp. 54-67.
- Veyne P. (1983)**, *Les Grecs ont-ils cru à leurs mythes ?*, Éditions du Seuil, Paris.
- Zwick T. (2007)**, « Apprenticeship Training in Germany – Investment or Productivity Driven ? », *ZEW Discussion Paper*, n° 07-023, Mannheim.

## CONTRATS AIDÉS MARCHANDS, CONTRATS AIDÉS NON MARCHANDS : DEUX DISPOSITIFS POUR DEUX PUBLICS ?

Valentine Henrard et Cyril Nouveau, DGTPE (1)

Avec un peu plus de 1,1 million de bénéficiaires (2) au premier trimestre 2007, les emplois aidés constituent l'un des piliers de la politique de l'emploi. Leur objectif affiché est de « *faciliter l'insertion professionnelle des personnes sans emploi rencontrant des difficultés sociales et professionnelles d'accès à l'emploi* (3) ». Pour cela, les dispositifs qui se sont succédés depuis les années 1970 associent le plus souvent des avantages juridiques pour l'employeur (comme la possibilité de recourir à des contrats à durée déterminée pour ces embauches (4) ou la non prise en compte des travailleurs concernés dans le calcul des effectifs de l'entreprise) à une aide financière. Ils peuvent comporter des éléments de formation professionnelle.

De nombreuses évaluations des contrats aidés ont été produites, en particulier grâce aux *Panels des bénéficiaires de la politique de l'emploi* mis en place par la Dares. L'article de Karl Even et Tristan Klein en est un nouvel exemple. Il bénéficie des avancées de la troisième génération du Panel, dont la possibilité de disposer de données homogènes entre bénéficiaires des contrats aidés et groupes témoins. Les auteurs utilisent la méthode des scores de propension pour comparer les trajectoires d'individus aussi proches que possible (sur un certain nombre de caractéristiques observables), selon qu'ils ont bénéficié ou non d'un contrat aidé (5). La variable qu'ils privilégient est le taux d'emploi, respectivement trois mois, deux ans et trois ans après la fin du contrat aidé, mais certaines estimations portent également sur le niveau de vie, le montant du salaire ou encore la forme du contrat de travail.

À la question du devenir des anciens bénéficiaires d'un contrat aidé, après que l'aide a disparu, les estimations réalisées par Karl Even et Tristan Klein apportent une réponse conforme au consensus de la littérature sur ce sujet (6) qui distingue les contrats aidés du secteur marchand (ici le CIE) et ceux du secteur non marchand (le CES) (7) : alors que les premiers peuvent être à l'origine d'un parcours vers l'emploi non aidé, ce n'est pas le cas des seconds. Obtenir un CES semble au contraire réduire la probabilité d'accéder ultérieurement à un emploi non aidé.

Ces résultats sont le plus souvent interprétés dans un sens favorable aux emplois aidés marchands, et défavorable aux emplois aidés non marchands : les premiers accroîtraient l'employabilité des travailleurs, au contraire des seconds, qui pourraient même avoir un effet pervers de stigmatisation ou d'enfermement des bénéficiaires dans l'emploi aidé. C'est cette interprétation que nous nous proposons d'examiner.

Notre discussion de l'étude de Karl Even et Tristan Klein portera sur deux points :

- le « gain d'employabilité » n'est pas le seul mécanisme pouvant expliquer l'accès à l'emploi non aidé à l'issue d'un CIE. Il se peut que l'on observe également la poursuite des relations d'emploi après la fin du dispositif, possible dans le cas d'un emploi marchand en raison d'un fort effet d'aubaine (l'emploi peut se poursuivre même en absence de l'aide) ;

- les résultats de Karl Even et Tristan Klein montrent qu'il existe de grandes différences entre les bénéficiaires d'un CIE et ceux d'un CES, les seconds étant initialement par leurs caractéristiques *a priori* beaucoup plus éloignés de l'emploi. Or, l'interprétation que l'on pour-

1. Les auteurs s'expriment dans ce commentaire à titre personnel. Les vues exprimées ne sauraient engager la DGTPE.

2. Dont 320 000 emplois aidés dans le secteur non marchand.

3. Article L. 322-4-8 du Code du travail, qui porte sur le Contrat initiative emploi, mais cette formulation peut être étendue aux autres contrats aidés.

4. Rappelons que le code du travail encadre le recours aux contrats à durée déterminée, qui ne peuvent être conclus que dans certaines situations précises (remplacement d'un salarié absent, accroissement temporaire d'activité, emploi à caractère saisonnier...).

5. En fait, les auteurs précisent dans l'encadré 2 que les travailleurs du groupe témoin peuvent avoir également bénéficié d'un contrat aidé, à condition que celui-ci ne se soit pas achevé à la fin 1999. Le contrefactuel n'est donc pas l'absence de passage par un contrat aidé, mais l'absence de passage par un contrat aidé qui s'est achevé fin 1999. Il serait intéressant de vérifier que les résultats ne sont pas significativement modifiés par cette hypothèse, qui pourrait en théorie biaiser vers zéro l'estimation de l'effet du passage par un CIE ou un CES.

6. Cf. par exemple Charpail et al. (2005) ou Berger et al. (2002).

7. Nous ne nous attardons pas dans ce commentaire sur le cas du Sife, les auteurs obtenant des résultats peu significatifs sur l'évaluation de ce contrat, ce que la taille réduite de leur échantillon peut en partie expliquer.

---

rait faire de ces estimations dans le sens d'une comparaison entre le CIE et le CES repose sur une hypothèse implicite : elle suppose que l'effet du passage par un contrat aidé donné est le même pour tous les travailleurs, qu'ils aient effectivement bénéficié ou non d'un contrat aidé. Si cette hypothèse est fautive, il n'est pas certain que proposer un CIE aux titulaires d'un CES puisse améliorer significativement leurs parcours ultérieurs (comme c'est le cas des travailleurs bénéficiant effectivement d'un CIE). Dans ce cas, le taux de retour à l'emploi non aidé pourrait ne pas être un indicateur pertinent de l'efficacité des contrats aidés du secteur non marchand.

#### **L'effet des contrats aidés sur le taux d'emploi ultérieur : gain d'employabilité ou simple maintien dans l'emploi ?**

Dans leur évaluation des effets du CIE, les auteurs considèrent deux groupes de bénéficiaires : le premier est entré dans le dispositif à la fin 1997, le second à la fin 1998, le CIE ayant pris fin dans les deux cas à la fin 1999. Ces deux groupes se distinguent principalement par trois caractéristiques :

- la cohorte « 1997 » a bénéficié d'un contrat aidé plus long : il s'agissait soit d'un CDI, soit d'un CDD de 18 mois, contre un CDD d'un an pour la cohorte « 1998 » ;
- les caractéristiques des bénéficiaires ont évolué entre les deux dates, le CIE ayant été réorienté en 1998 vers les personnes en situation d'exclusion ;
- la taille de l'échantillon des bénéficiaires d'un CIE est très petite pour la cohorte 1998 (136 observations).

Les résultats du tableau 4 montrent que le CIE améliore le taux d'emploi des bénéficiaires après la sortie du dispositif : cet effet est significatif deux ans après la sortie du dispositif pour la cohorte entrée en 1997, et dans les mois qui suivent cette sortie pour la cohorte entrée en 1998. En revanche, trois ans après la sortie du dispositif, le passage par un CIE n'a plus d'effet significatif sur le taux d'emploi total des anciens bénéficiaires. Le seul effet significatif concerne l'accès à l'emploi non aidé de la cohorte entrée dans le dispositif en 1997.

Deux mécanismes principaux peuvent expliquer cet effet positif sur l'accès à l'emploi du passage par un CIE :

- le « gain d'employabilité » est souvent mis en avant. Le CIE permettrait à des travailleurs initialement éloignés de l'emploi, par exemple en raison d'une productivité trop faible, d'acquérir du capital humain (par un processus d'apprentissage sur le tas). Grâce à celui-ci, les anciens bénéficiaires pourraient rester dans l'emploi à l'issue du contrat, malgré la fin de l'aide ;

- une seconde explication possible du taux d'emploi plus élevé observé dans les mois et les années qui suivent la fin de l'aide réside dans l'importance, du fait des coûts de rotation de la main-d'œuvre, de la poursuite, avec le même employeur, de la relation d'emploi inaugurée par un contrat aidé. Karl Even et Tristan Klein soulignent que ce maintien chez l'employeur à l'issue de la période d'aide est loin d'être négligeable (de l'ordre de 40 %). Ce constat peut s'expliquer en partie par le fait que les embauches en CIE visent à pourvoir des postes qui répondent à des besoins de l'employeur et qui auraient été en grande partie pourvus même en l'absence de toute aide : en effet, d'après la Dares, et bien que la possibilité de recruter en CIE puisse influencer le choix des employeurs entre plusieurs candidats à l'embauche, plus de quatre employeurs ayant recruté en CIE sur cinq déclarent qu'ils auraient embauché, même en l'absence de ce dispositif (Dares, 2003). Il est donc compréhensible que ces emplois survivent à la fin de l'aide, et que l'employeur choisisse alors de ne pas se séparer d'un travailleur pour lequel les coûts de recrutement sont déjà amortis. Enfin, cette explication permettrait de rendre compte de la décroissance relativement rapide de l'effet du passage par le contrat aidé sur le taux d'emploi au fur et à mesure que l'on s'éloigne de la date de fin du CIE (8).

---

8. Les effets sont estimés moins précisément pour la cohorte 1998, en raison du faible nombre d'observations. La décroissance de l'effet sur le taux d'emploi semble cependant plus rapide pour cette cohorte. Là encore, ce résultat, qu'il faut considérer avec prudence, est compatible avec l'explication par le maintien dans l'emploi : pour la cohorte 1997, la fin du CIE correspond à la fin d'un CDD de 18 mois, ou à la fin de l'aide pour un CDI, et l'emploi ne peut se poursuivre qu'en CDI. Au contraire, pour la cohorte 1998, la fin de l'aide intervient à la fin d'un CDD de 6 mois, et l'emploi peut se poursuivre avec un nouveau CDD de même durée. On peut donc s'attendre a priori à ce que l'emploi des anciens bénéficiaires de CIE qui sont restés chez le même employeur à l'issue du contrat aidé soit plus durable pour la cohorte 1997 que pour la cohorte 1998.

Ces deux effets ne sont pas incompatibles : le CIE peut accroître la productivité d'un travailleur, et ainsi rendre possible son maintien dans l'emploi qu'il occupe après la fin de l'aide. Il est cependant également possible d'expliquer les résultats présentés par les auteurs en ne faisant intervenir que le gain d'employabilité, ou que l'effet d'inertie dans l'emploi lié aux coûts de rotation de la main-d'œuvre. Dans ce dernier cas, un travailleur bénéficiant d'un CIE aurait pu être embauché sans aide : ce dispositif a simplement permis de garantir qu'il soit prioritaire parmi les demandeurs d'emplois pour le recrutement.

Pour évaluer l'importance respective de ces deux explications, d'autres indicateurs que le seul taux d'emploi à une date donnée seraient nécessaires. Par exemple, si le passage par un CIE accroît l'employabilité des bénéficiaires, et seulement dans ce cas, on devrait observer, toutes choses égales par ailleurs, que les chômeurs retrouvent plus rapidement un emploi s'ils ont dans le passé effectué un CIE.

Karl Even et Tristan Klein trouvent pour deux de leurs trois échantillons d'observations (9) qu'à la différence du passage par un CIE, le passage par un CES n'a pas d'effet significatif sur l'accès ultérieur à l'emploi, et réduit même la probabilité d'occuper ensuite un emploi non aidé (et augmente donc la probabilité d'être dans un emploi aidé). Les implications pour la conduite de la politique de l'emploi des différences dans les effets estimés du CIE et du CES diffèrent selon l'explication privilégiée :

- si l'effet du CIE s'explique par un gain d'employabilité, il faut conclure à l'efficacité des emplois aidés du secteur marchand. Au contraire, les emplois aidés du secteur non marchand échouent à réinsérer les bénéficiaires sur le marché du travail non aidé, soit que les emplois aidés non marchands aient des caractéristiques trop spécifiques pour permettre d'accumuler un capital humain transférable, soit que les travailleurs concernés soient « enfermés » dans des dispositifs qui ne leur laissent pas le temps de chercher un autre emploi, soit enfin que les titulaires d'un CES souffrent par la suite d'un effet de stigmatisation ;

- en revanche, les conclusions sont beaucoup moins tranchées si les résultats des auteurs s'ex-

pliquent par la poursuite des relations d'emploi après la fin de l'aide. Dans ce cas, le plus faible effet (sur le taux d'emploi) observé pour le passage par un CES est la simple contrepartie du faible effet d'aubaine existant pour les emplois aidés non marchands. D'après la Dares en effet, dans 90 % des cas, l'employeur d'un CES n'aurait pas recruté en l'absence d'aide (rappelons que le taux correspondant est inférieur à 20 % pour le CIE). Cela signifie que, si l'aide prend fin, l'employeur non marchand est contraint de se séparer de son travailleur (10), alors que l'employeur marchand qui aurait recruté même en l'absence de l'aide a tout intérêt à ne pas se séparer de travailleurs pour lesquels les coûts de recrutement sont amortis (cf. *supra*). Cela est cohérent avec le résultat cité par Karl Even et Tristan Klein (de même qu'avec celui de Defosseux, 2003) selon lequel la poursuite de la relation d'emploi est moins fréquente à l'issue d'un CES (30 %) que d'un CIE (40 %), et qu'elle se produit pour l'essentiel en contrat aidé (vraisemblablement en CEC). Le contrat aidé non marchand permettrait donc, à la différence de l'emploi aidé marchand, de créer des emplois nouveaux pendant la durée de l'aide. Le CIE ne serait pas inutile pour autant : en permettant de modifier l'ordre de la file d'attente des demandeurs d'emploi, il contribuerait notamment à réduire la part du chômage de longue durée.

**Faut-il assigner les mêmes objectifs aux différents contrats aidés dont les bénéficiaires présentent des caractéristiques très différentes ?**

Quelle que soit l'explication retenue de l'effet positif sur l'accès à l'emploi du passage par un CIE (au contraire de ce que l'on observe pour un CES), la comparaison entre les deux dispositifs est également compliquée par les fortes

9. Cf tableau 6. La seule exception concerne les travailleurs entrés fin 1998 dans le dispositif, pour lesquels les auteurs obtiennent un effet significativement positif sur le taux d'emploi après la fin du CES.

10. Rappelons que les employeurs recrutant en CES sont souvent des établissements publics ou des collectivités locales dont le recrutement est encadré par des règles (concours de la fonction publique par exemple) ou des associations dont les budgets limités ne facilitent pas le recrutement hors aide. De ce fait, même si le salarié en emploi aidé a bien répondu aux attentes de son employeur ou occupe temporairement un poste vacant, l'accès à un contrat non aidé chez le même employeur ne sera souvent pas possible.

---

différences que l'on observe dans le profil des bénéficiaires respectifs des deux dispositifs.

En effet, le public visé par les contrats du secteur non marchand est, en règle générale, bien plus éloigné du marché du travail que celui des contrats du secteur marchand. Si l'on compare les situations des bénéficiaires de CES et de CIE au moment de l'entrée en dispositif (cf. tableaux 1 et 2) on constate que les premiers sont plus souvent en chômage de très longue durée (plus de trois ans), sont généralement moins diplômés, plus souvent employés et moins souvent ouvriers qualifiés, plus souvent travailleurs handicapés, ont plus de problèmes de transports, et ont plus souvent connu une discrimination en raison de leur origine. Enfin, les bénéficiaires d'un CES appartiennent initialement à des ménages qui ont un niveau de vie par unité de consommation bien plus faible que les bénéficiaires d'un CIE (l'écart de revenu médian est de 26 %).

La méthode des scores de propension utilisée par les auteurs permet certes de tenir compte de ces différences initiales : on compare bien, en principe, la situation d'un ancien bénéficiaire à la situation d'un individu « identique » qui n'aurait pas bénéficié du contrat. Mais ces estimations ne permettent pas de conclure que le « surplus » de taux d'emploi qu'apporte le passage par un CIE (par exemple) serait le même pour tous les travailleurs, qui verraient, quelles que soient leurs caractéristiques initiales, augmenter leur taux d'emploi de 13 à 19 points trois mois après la sortie du dispositif (cf. tableau 4). Cet effet n'est en effet identifié que pour les travailleurs ayant bénéficié d'un CIE et les individus du groupe témoin qui leur ressemblent : il n'est donc pas certain que le gain de taux d'emploi serait d'une même ampleur si l'on proposait un CIE aux travailleurs initialement plus éloignés de l'emploi, auxquels on propose de fait plutôt un CES.

Cette spécificité des caractéristiques des bénéficiaires d'un CES se manifeste également dans un autre constat : la distribution des scores de propension que l'on obtient diffère sensiblement de celle du groupe témoin (cf. graphiques de l'annexe 1). Autrement dit, on explique assez bien, par des variables observables, la sélection dans le dispositif. Au contraire, la sélection en CIE semble soit s'effectuer sur des variables absen-

tes de l'équation de sélection utilisée, soit être aléatoire (les populations appariées – groupe des bénéficiaires et groupe des témoins – sont proches). Ceci explique que l'estimation des effets du CES sur le taux d'emploi soit moins précise que celle des effets du CIE.

Ainsi, s'il est vrai que le passage par le CES n'accroît pas l'employabilité de ses bénéficiaires (si on compare à des individus comparables qui ne passent pas par le dispositif), les régressions effectuées par les auteurs ne permettent pas de démontrer que le CIE permettrait d'obtenir des résultats sensiblement meilleurs étant donné l'éloignement initial de l'emploi des travailleurs concernés.

Ce constat amène à reposer la question des objectifs des contrats aidés. Si l'insertion professionnelle durable doit rester le but principal, un deuxième objectif est moins souvent mentionné : même s'il ne permet pas d'envisager à relativement court terme un parcours vers un emploi non aidé du travailleur, en raison de difficultés trop importantes, l'emploi aidé peut avoir pour son bénéficiaire une fonction d'insertion sociale. Dans cette optique, le critère d'évaluation qu'est le taux d'emploi non aidé après le passage en mesure n'est pas nécessairement la mesure d'efficacité la mieux adaptée. Le fait que le CES accroisse la durée en emploi des bénéficiaires (pendant les 39 mois qui suivent la sortie du dispositif) et maintienne des personnes en difficultés hors de l'inactivité pourrait en soi être déjà un résultat intéressant.

Le risque existe évidemment de se contenter d'une simple « présence en emploi » des bénéficiaires de contrats aidés dans le secteur non marchand, sans perspective d'évolution, ce qui pourrait s'interpréter comme une sorte de démission du service public de l'emploi dans l'incapacité de proposer une meilleure alternative. C'est pourquoi il est nécessaire de définir précisément les objectifs que l'on poursuit avec les différents contrats aidés, ainsi que les critères permettant d'évaluer rigoureusement leur efficacité. Cette évaluation doit prendre en compte les mesures complémentaires potentielles comme l'offre de formation ou d'autres mesures d'accompagnement, etc. Par ailleurs, l'attribution d'un emploi aidé dans le secteur non marchand ne doit pas nécessairement impliquer la fin de tout suivi du bénéficiaire par le service public de l'emploi.



---

En conclusion, les résultats présentés par Karl Even et Tristan Klein soulignent la nécessité de distinguer nettement les contrats aidés dans le secteur marchand des emplois aidés dans le secteur non marchand :

- les emplois aidés dans le secteur marchand engendrent vraisemblablement un fort effet d'aubaine, mais améliorent la probabilité de retour à l'emploi non aidé des bénéficiaires. Dans le pire des cas, ils modifient seulement l'ordre de la file d'attente des demandeurs d'emplois et contribuent de la sorte à alléger le coût du chômage de longue durée. Ils pourraient également améliorer l'employabilité des bénéficiaires et permettraient ainsi de réduire le taux de chômage structurel. Ces caractéristiques en font des instruments particulièrement utiles en période de mauvaise conjoncture : ils peuvent alors permettre à des chômeurs de connaître une transition professionnelle, en attendant que les perspectives d'embauche s'améliorent avec la reprise future, et en évitant la déqualification et la démotivation possible lors d'épisodes de chômage de longue durée. Le recours aux contrats aidés du secteur mar-

chand devrait en revanche être réduit lors des périodes d'expansion ;

- les contrats aidés dans le secteur non marchand, au contraire, créent des emplois nouveaux (sans engendrer de forts effets d'aubaine), mais sans offrir aux travailleurs concernés de perspectives au-delà de l'emploi aidé proposé. Ce contrat peut être une situation préférable au non-emploi, mais ces dispositifs doivent être particulièrement bien ciblés sur les demandeurs d'emplois qui présentent les plus faibles perspectives d'accès à l'emploi non aidé. De plus, l'obtention d'un contrat aidé dans le secteur non marchand n'étant pas suffisant pour initier un parcours de retour vers l'emploi non aidé, on pourrait envisager que les bénéficiaires demeurent accompagnés par le service public de l'emploi. Dans tous les cas, il est essentiel de redéfinir précisément les objectifs poursuivis par ces dispositifs et de mettre en place les moyens de leur évaluation. Enfin, le lien avec l'emploi non aidé étant de fait plus distendu, la composante conjoncturelle du recours aux contrats aidés dans le secteur non marchand doit en principe être moins accentuée que dans le cas des contrats aidés marchands.

---

## BIBLIOGRAPHIE

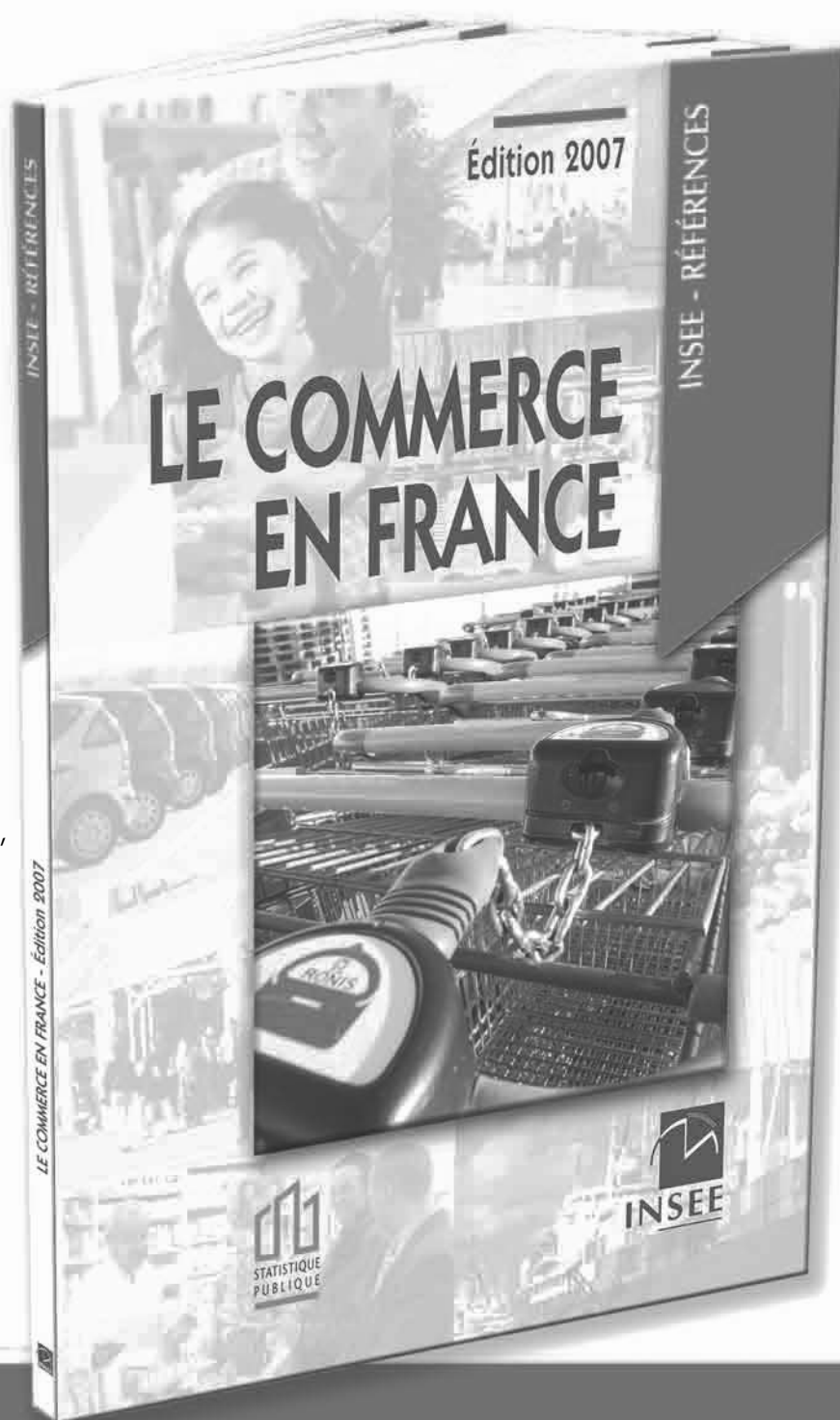
**Berger E., M. Defosseux, J.-P. De Palmas, K. Even, S. Mas, R. Sanchez et P. Zamora (2002)**, « Les bénéficiaires des politiques de l'emploi : des parcours sensibles aux mouvements conjoncturels de l'économie », *Premières Synthèses*, Dares, n° 52.3.

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

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

**Defosseux M. (2003)**, « La formation au cours du CES : une influence durable sur les parcours mais un accès limité », *Premières Synthèses*, Dares, n° 33.1.

# L'essentiel du commerce



- Le portrait des trois principaux secteurs : commerce de détail, commerce et réparation automobile, commerce de gros.
- Deux dossiers thématiques sur : les réseaux d'enseignes et l'innovation.

En vente en librairie,  
à l'Insee et sur [www.insee.fr](http://www.insee.fr)

15 € - Collection Insee-Références

  
**INSEE**