



HAL
open science

CONTRATS AIDÉS DES SECTEURS MARCHAND ET NON MARCHAND : DEUX LOGIQUES APPELANT DES MODALITÉS DISTINCTES D'ÉVALUATION ?

Olivier Baguelin

► **To cite this version:**

Olivier Baguelin. CONTRATS AIDÉS DES SECTEURS MARCHAND ET NON MARCHAND : DEUX LOGIQUES APPELANT DES MODALITÉS DISTINCTES D'ÉVALUATION ?. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 2015. hal-02541393

HAL Id: hal-02541393

<https://hal.science/hal-02541393>

Submitted on 29 Jan 2024

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

CONTRATS AIDÉS DES SECTEURS MARCHAND ET NON MARCHAND : DEUX LOGIQUES APPELANT DES MODALITÉS DISTINCTES D'ÉVALUATION ?

Olivier Baguelin*

L'étude d'Isabelle Benoteau s'appuie sur le *Panel 2008* des bénéficiaires de la politique de l'emploi, constitué par la Dares à des fins d'évaluation, pour tenter un nouvel exercice d'estimation de « l'effet causal » individuel du placement en contrat aidé. Elle prend en cela le relais d'Even et Klein (2007) qui proposaient déjà, à partir du précédent panel, de mesurer de tels effets par appariement d'échantillons. La proximité entre les deux études, quant aux dispositifs évalués et à la méthode retenue, représente une bonne occasion de capitaliser sur ce que l'on sait de l'action des contrats aidés en France. La présente discussion propose donc de partir à la fois de l'étude d'Even et Klein ainsi que des commentaires qu'elle a alors occasionnés – Fougère (2007), Henrard et Nouveau (2007) – pour examiner la portée des résultats de l'étude d'Isabelle Benoteau. Si les deux études débouchent sur des résultats concordant pour les contrats aidés du secteur marchand, les conclusions de ce nouvel exercice semblent moins pessimistes que celles d'Even et Klein pour le secteur non marchand.

Cet article d'Isabelle Benoteau et les deux autres articles du même dossier prennent remarquablement en charge la copieuse feuille de route fixée en 2007. En particulier, l'évaluation est conduite sur un échantillon de plus grande taille, qui plus est représentatif d'une population de demandeurs d'emploi (DE) : les effets moyens estimés sont donc représentatifs pour les DE placés en contrat aidé. Sur cette base, Isabelle Benoteau propose une analyse approfondie de l'effet de « *locking-in* » associée aux contrats aidés et obtient des résultats potentiellement d'un grand intérêt opérationnel quant au délai de recherche d'emploi à l'issue duquel envisager un placement en contrat aidé.

Il s'agit ici essentiellement de discuter des contributions de l'étude d'Isabelle Benoteau sous l'angle de l'analyse plutôt que de ses aspects de méthode¹. Mais un préalable est de bien comprendre ce que l'on peut évaluer à partir de données « bénéficiaires » : un

dispositif juridique ? Le pilotage administratif de la politique de contrats aidés ? Le formatage du dispositif ? Les évaluations considérées ici mêlent toutes ces dimensions : à quelles questions peut-on espérer répondre ? Sur cette base, la suite du présent commentaire aborde deux aspects principaux. Le premier concerne un point commun à la présente étude et à celle d'Even et Klein : une approche assez symétrique de l'évaluation des dispositifs des secteurs marchand et non marchand. Si Henrard et Nouveau (2007) notaient déjà que ces dispositifs concernent des publics très différents, il s'agit ici d'ajouter qu'ils mettent en œuvre des logiques elles-mêmes différentes : l'accès direct à l'emploi de droit commun par subvention à l'embauche, dans le marchand ; l'activation par placement en emploi temporaire, dans le non marchand. Ces logiques différentes appellent des modalités distinctes d'évaluation. Le second aspect sera d'insister sur l'intérêt du *Panel 2008* pour l'étape d'analyse de l'hétérogénéité des effets individuels. Comme le reflètent les questions ci-dessus, les attentes sont nombreuses et les deux premiers articles du dossier témoignent de tout ce qu'un échantillon de la taille du *Panel 2008* permettrait de savoir : effet selon le public (ciblage), les modalités de placements (taux et durée de subventionnement, accompagnement, etc.), le secteur d'activité des employeurs (sélection des employeurs), la région, etc.

Ce que la méthode d'appariement d'échantillons permet d'évaluer

La référence de ce type d'études, utilisée pour définir la causalité, est l'assignation aléatoire

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Université d'Evry Val d'Essonne-EPEE TEPP (FR CNRS 3126)

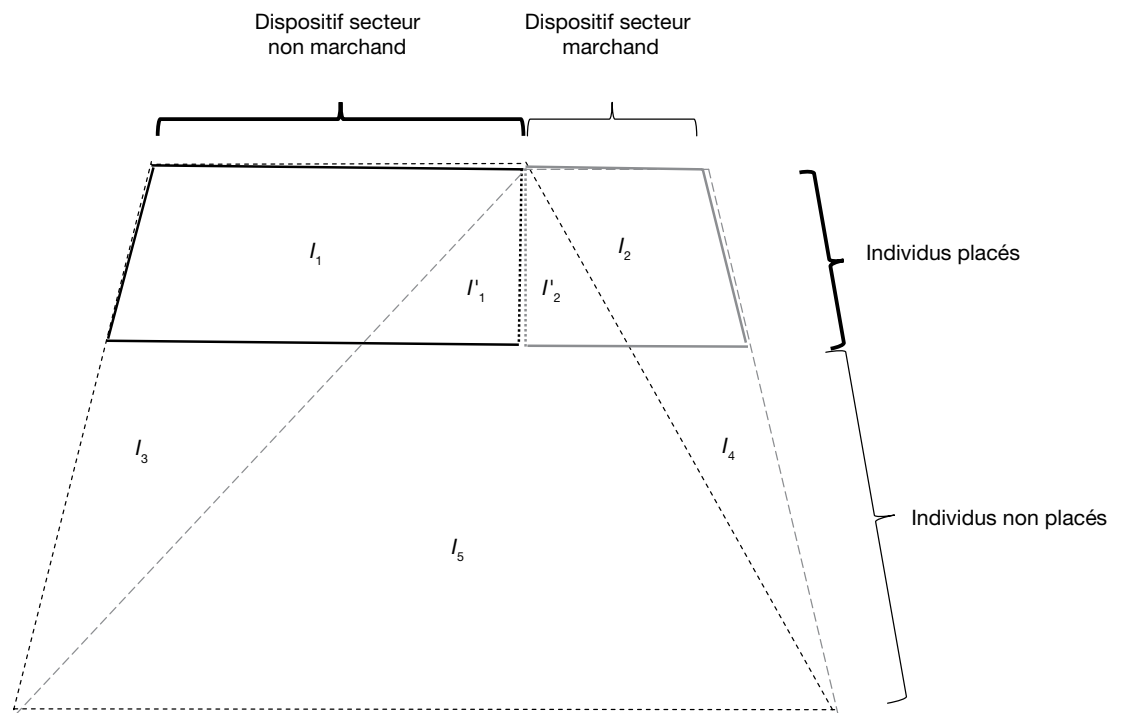
1. Sur ce point, saluons néanmoins la mise en œuvre par l'auteur de méthodes prenant soigneusement en considération les spécificités du *Panel 2008* : les deux enjeux principaux que sont la prise en compte des pondérations et des questions de sélection dynamique semblent maîtrisés. En outre, Isabelle Benoteau vérifie soigneusement la propriété d'équilibrage des échantillons appariés, étape que Fougère (2007) reprochait à Even et Klein d'avoir omise.

d'individus d'une population à un traitement. Ce procédé permet de disposer de deux échantillons *a priori* statistiquement différenciés dans une seule dimension : le traitement. Les différences observées en sortie lui sont alors imputées. La méthode d'appariement d'échantillons consiste à reconstituer *a posteriori* un échantillon non traité qu'on puisse raisonnablement assimiler à un échantillon tiré de façon aléatoire au sein de la même population (hypothèse d'indépendance). La figure décrit le principe de l'estimation en partitionnant la population initiale en cinq groupes principaux ; selon le dispositif considéré, selon le statut des individus au regard de l'évaluation (placés / non placés) et selon leur probabilité de placement dans chaque dispositif (ici, simplement nulle ou strictement positive). Ce que l'on assimile à l'effet du placement dans le secteur non marchand (respectivement marchand) tient à la comparaison de la situation des individus de I_1 (resp. I_2) à celle des individus de I_3 ou I_5 (resp. I_4 ou I_5).

Tout comme celle d'Even et Klein, le premier objet de l'étude d'Isabelle Benoteau est donc d'estimer l'effet moyen, sur la situation d'individus initialement inscrits sur la liste des DE, du placement en contrat aidé. Il s'agit pour cela de comparer des individus placés en contrat aidé à d'autres qui avaient une probabilité non nulle de l'être. Cette approche ne vise ni ne permet d'identifier l'effet des contrats aidés sur la demande de travail des employeurs potentiels, puisqu'elle traite de la même manière les emplois aidés correspondant à de véritables créations et ceux qui auraient été créés sans le bénéfice de l'aide (effet d'aubaine)². Elle ne permet pas davantage d'estimer l'efficacité du dispositif au sens d'un calcul coût-bénéfice (même si les effets estimés constituent une étape importante d'un tel calcul).

2. A fortiori, elle ne permet pas de quantifier l'effet macroéconomique de la politique de contrat aidé, c'est-à-dire son impact sur l'emploi agrégé et le chômage au sein de l'économie.

Figure
Le principe de l'estimation par appariement d'échantillons



Lecture : I_1 (respectivement I_2) désigne l'ensemble des individus placés dans un dispositif du secteur non marchand (resp. marchand). Le sous-ensemble I'_1 (respectivement I'_2) correspond aux bénéficiaires qui auraient pu avoir accès aux deux types de dispositifs ; I_5 est l'ensemble des individus non placés pouvant jouer le rôle de témoin que ce soit pour un individu placé dans le secteur marchand ou non marchand ; les individus de I_3 (resp. I_4) ne pouvant jouer le rôle de témoin que pour un dispositif du secteur non marchand (resp. du secteur marchand).

Une dimension importante de l'approche privilégiée dans les deux études, qui n'apparaît pas sur la figure, est l'association à chaque individu d'un score de propension par dispositif. Si tous les individus de I_3 , I_5 sont pris en compte dans la mesure de l'effet du placement dans le secteur non marchand, ils le sont avec des pondérations variables selon leur score de propension estimé. Ces scores de propension dépendent des caractéristiques de chaque individu par référence aux individus effectivement placés en contrat aidé. L'effet estimé est donc relatif aux caractéristiques des individus effectivement placés (un « *average treatment effect on the treated* »). Par construction, on n'évalue alors pas la qualité du ciblage individuel de chaque dispositif *i.e.* la pertinence de l'activité de prescription du Service public de l'emploi (SPE).

Corrélativement, les effets moyens estimés selon cette optique pour le secteur marchand d'un côté et le secteur non marchand de l'autre ne peuvent faire l'objet d'une comparaison directe pertinente dans la mesure où ils concernent des populations *a priori* différentes. Ce point est développé par Fougère (2007) : des résultats obtenus selon l'optique d'Even et Klein ou Isabelle Benoteau, on ne peut conclure directement qu'un placement en contrat aidé est *a priori* préférable lorsqu'il intervient dans le secteur marchand plutôt que dans le secteur non marchand, simplement parce qu'on ne neutralise pas la différence de public (l'effet du ciblage).

La proposition de Fougère (2007), réalisable par appariement d'échantillons mais non retenue par Isabelle Benoteau, aurait été de mesurer l'effet, parmi les individus placés en contrat aidé, d'un placement dans le secteur marchand plutôt que dans le non marchand en mobilisant les individus du sous-groupe I_1 qui ont été placés en contrat aidé du secteur non marchand avec par ailleurs une probabilité non nulle de placement dans le secteur marchand. Bien sûr, cela suppose une intersection suffisante.

Une particularité de l'estimation par appariement d'échantillons et de passer par une étape d'estimation d'un résultat contrefactuel pour chaque individu traité (voir l'encadré 1 de l'article). On comprend donc que le caractère « moyen » de l'effet moyen estimé l'est d'abord parce qu'on agrège des effets individuels hétérogènes

(l'effet d'un même traitement pouvant varier d'un individu à l'autre). De façon assez générale en évaluation des politiques publiques, à cet aspect s'ajoutent d'autres dimensions d'hétérogénéité, indépendantes des caractéristiques « intrinsèques » des individus placés : le traitement est lui-même hétérogène. Dans le cas des contrats aidés, les dimensions concernées sont *a priori* nombreuses. Elles tiennent au bassin d'emploi, aux caractéristiques de l'employeur, aux modalités du placement³, à la qualité des actions d'accompagnement et/ou de formation effectivement mises en œuvre, etc.

S'en tenir à l'effet moyen du placement exclut d'évaluer l'action de prescription du SPE puisqu'on ne peut démêler ce qui, dans l'effet mesuré, est imputable aux caractéristiques « intrinsèques » de l'individu, de ce qui tient aux modalités du placement. Cela dit, si une part des dimensions d'hétérogénéité du traitement restera toujours inobservée, parce que le Panel 2008 conjugue données du fichier historique de l'ANPE, données de gestion de l'ASP et données d'enquête, il permet une analyse détaillée du rôle d'un nombre considérable de dimensions. Il s'agit d'une réponse directe aux objectifs fixés par Even et Klein en conclusion de leur étude.

L'interprétation des résultats obtenus à partir des panels 2000 et 2008 des « bénéficiaires » de la politique de l'emploi

Henrard et Nouveau (2007) mettaient en garde contre la tentation d'interpréter en faveur du CIE la mise en rapport des effets estimés pour le secteur marchand d'un côté, pour le secteur non marchand, de l'autre. L'argument est double : les publics ciblés sont très différents (cf. *supra*) ; l'avantage apparent du CIE reflète vraisemblablement l'effet d'aubaine auquel il donne lieu.

Les résultats d'Isabelle Benoteau et Véronique Rémy (deuxième article du dossier) confirment dans une large mesure le premier aspect. Pour s'en tenir aux déterminants de la probabilité d'être placé en CAE plutôt qu'en CIE,

3. Telles que définies par la convention conclue entre l'individu placé, l'employeur et le représentant du SPE.

elles observent, toutes choses égales, que le fait d'être jeune, d'être une femme, d'être peu ou pas diplômé, d'être resté toujours inactif au cours des deux années précédant l'inscription à l'ANPE ou de cumuler plus de deux ans de chômage non indemnisé, de présenter des problèmes de santé ou de garde d'enfant accroissent significativement la probabilité d'être placé en CAE plutôt qu'en CIE. À l'inverse, être un homme, s'inscrire à l'ANPE suite à un licenciement, cumuler plus d'un an de chômage indemnisé depuis 1997 ou disposer du permis de conduire renforce la probabilité d'être placé en CIE plutôt qu'en CAE. Pour présenter les choses simplement, conditionnellement au fait d'être placé en contrat aidé généraliste⁴, le placement en CIE est privilégié pour un « chômage de reconversion » en complémentarité avec l'indemnisation chômage, le placement en CAE pour un « chômage d'insertion sur le marché du travail ». Il importe donc de bien séparer l'interprétation des résultats obtenus dans chaque cas.

Considérant l'interprétation causale de leurs estimations, Even et Klein manifestaient une certaine prudence. Ils regrettaient de ne pouvoir introduire dans leur équation de sélection (utilisée pour calculer les scores de propension individuels au placement en contrat aidé) une caractérisation plus fine de l'environnement social et familial des individus ainsi que de leur histoire professionnelle. À défaut, ils proposaient de raisonner en double-différence c'est-à-dire de s'intéresser à la comparaison d'évolutions de taux d'emploi plutôt que simplement à celle de leur *niveaux ex post*⁵. Les équations de sélection retenue dans l'étude d'Isabelle Benoteau mobilisent une information plus diverse et plus détaillée⁶ qui minimise assurément les biais résiduels.

L'effet d'un placement dans le secteur marchand sur la situation des individus placés

L'équation de sélection d'Even et Klein permettait donc d'identifier un public de bénéficiaires du CIE-95 (sans distinction de la perception ou non d'un revenu d'assistance) plutôt masculin, âgé (50-55 ans), souvent en chômage de longue durée consécutif à une période continue d'emploi. L'analyse d'Isabelle Benoteau ne remet pas en cause ce ciblage global. Elle permet cependant d'isoler le public des bénéficiaires

d'un revenu d'assistance (CI-RMA) et apporte ainsi un complément d'information utile. Que l'on considère les bénéficiaires du CIE ou du CI-RMA, on a affaire à un public spécialement déterminé à accéder directement à l'emploi, sélectionné notamment sur sa mobilité : l'un des facteurs jouant le plus fortement pour les bénéficiaires d'un CI-RMA est la détention du permis de conduire. Le deuxième article (cf. tableau 6 de l'étude, « Rapport au travail ») indique d'ailleurs que les intéressés sont spécialement enclins à tenir le salaire plutôt que la proximité géographique pour critère déterminant pour accepter un emploi. Si l'on se focalise sur les seuls bénéficiaires d'un CIE, l'équation fait ressortir une certaine urgence financière.

Le fait d'avoir des parents d'origine extra-européenne a un effet propre défavorable au placement en CIE au seuil de 10 % : sans parler de discrimination, on n'identifie donc pas d'utilisation du CIE dans une optique d'intégration. En revanche, le fait de présenter un handicap reconnu administrativement joue positivement (cet effet existait chez Even et Klein mais son analyse était moins claire). Cet aspect peut suggérer une priorité reconnue par le SPE mais aussi, l'effet ne sortant pas pour le CI-RMA, une attitude possible des employeurs consistant à répondre à des contraintes légales tout en bénéficiant d'un subventionnement. Comme le révèlent Frendrich *et al.* (2010), les employeurs sont loin d'être passifs dans le processus de placement en CIE.

Les deux exercices débouchent sur des résultats remarquablement concordants : pour un subventionnement de plus d'un an, un gain d'environ 25 points de pourcentage de taux d'emploi non aidé imputable à un placement en CIE intervenu deux ans et demi plus tôt (cf. tableau 1). Cet effet reste positif et significatif pour un

4. I.e. non-réservé aux bénéficiaires de minima sociaux.

5. Cela pour neutraliser l'hétérogénéité inobservée stable entres les dates de placement et de mesure des variables de résultat.

6. Côté caractéristiques individuelles, ces équations tiennent compte de l'état de santé, distinguent dans les déclarations de handicap selon qu'il est ou non l'objet d'une reconnaissance administrative, introduisent l'origine extra-européenne des individus plutôt qu'un sentiment d'être victime de discrimination ; elles ajoutent également une information intéressante sur le rapport aux études et la littératie des individus. La trajectoire antérieure et les conditions de recherche d'emploi sont également bien mieux décrites notamment en distinguant des périodes de chômage indemnisées ou non, et en isolant le rôle de l'inactivité. Tenir compte du taux d'accès régional moyen aux contrats aidés sur la période de placement est également une bonne idée.

subventionnement plus court. Sur la période 2000-2002, Even et Klein observent, pour les subventionnements longs (deux ans), une certaine persistance de l'effet favorable du placement en CIE qui apparaît moins net pour les subventionnements courts (Even et Klein, p. 28). Concentrant l'analyse sur l'accès à un CDI, les graphiques de la figure IV proposés par Isabelle Benoteau suggèrent également une tendance à l'atténuation de l'effet au fil du temps⁷.

Une interprétation naïve de cet effet positif est d'y voir l'expression d'un « gain en capital humain ». Des individus dotés d'une productivité individuelle trop faible pour sortir du chômage bénéficieraient du placement en CIE parce que l'expérience acquise dans l'emploi serait valorisée par la suite sur le marché du travail de droit commun. Mais Henrard et Nouveau (2007) mettent l'accent sur un autre scénario, la simple poursuite de la relation d'emploi initiée par le subventionnement. Le fort taux d'emploi des bénéficiaires à la sortie du dispositif refléterait simplement le fait que la fin du subventionnement ne met pas un terme à la relation d'emploi. Prudente, Isabelle Benoteau indique ne pas pouvoir trancher entre ces deux interprétations, le *Panel 2008* ne renseignant pas sur l'identité du premier employeur post-subventionnement ; Even et Klein estimaient à 40 % la proportion de relations d'emploi initialement aidés se poursuivant au-delà du subventionnement. Au crédit de la seconde interprétation, Isabelle Benoteau note un effet positif particulièrement fort lorsque le placement en CIE intervient en CDI ou simplement lorsqu'il est mené à son terme. Il est également possible d'invoquer le profil temporel « en marches

d'escalier » de l'effet mesuré (cf. la figure IV de l'article). Il était a priori tout à fait envisageable d'observer un effet positif graduel à l'issue des durées typiques de subventionnement (6, 12, 18 et 24 mois, cf. figure II du deuxième article du dossier), les bénéficiaires accédant progressivement à un autre emploi à l'issue du dispositif. Ce n'est pas le cas : on obtient des « marches » correspondant précisément à ces durées typiques. De nombreux employeurs gardent les bénéficiaires à l'issue du subventionnement. Henrard et Nouveau (2007) l'expliquent par des coûts de rotation de la main d'œuvre : une fois amortis les coûts du recrutement de l'individu placé en CIE pourquoi s'en séparer immédiatement ? Le ressort de l'effet positif du placement en CIE tiendrait donc moins à l'acquisition de capital humain qu'à la prise en charge par la collectivité des coûts de recrutement.

Vu sous cet angle, l'effet d'aubaine associé aux dispositifs du secteur marchand, classiquement mentionné pour relativiser leur effet macroéconomique (sur l'emploi et le chômage), devient un problème majeur dans l'évaluation d'effets individuels. Isabelle Benoteau en dresse le constat lucide : un effet d'aubaine non contrôlé empêche une interprétation causale de l'effet estimé par l'approche privilégiée. Son explication est la suivante : dans le cas d'un pur effet d'aubaine, le contrefactuel d'un bénéficiaire est le même individu accédant au même emploi hors dispositif... et l'effet individuel doit être nul.

7. Les profils temporels obtenus traduisent à la fois la répartition des contrats par durée de subventionnement et leur effet à chaque date. Décliner l'analyse par durée de contrat aurait été nécessaire pour une comparaison plus fine avec Even et Klein.

Tableau 1
Comparaison des effets estimés pour les dispositifs du secteur marchand

Étude	Durée du subventionnement	Date de l'estimation (à partir du placement)	Dispositif	Effet estimé (estimateur à noyau)
Even et Klein (2007)	2 ans	2¼ ans	CIE-95	+ 22 ***
Benoteau (2015)	Plus d'1 an	2½ ans	CIE	+ 28 ***
			CI-RMA	+ 26 ***
Even et Klein (2007)	1 an	1¼ an	CIE-95	+ 25 ***
		3¼ ans		+ 15 **
Benoteau (2015)	Moins d'1 an	2½ ans	CIE	+ 22 ***
			CI-RMA	+ 11 ***

Lecture : *** : significatif au seuil de 1 %. ** : significatif au seuil de 5 %.
 Source : Even et Klein (2007, tableau 4) et Benoteau (2015, tableau 4).

D'après Belleville (2001), 80 % des employeurs utilisant le CIE-95 auraient embauché en l'absence de subventionnement ; Frendrich *et al.* (2010) vont jusqu'à 90 % pour le CIE, 85 % pour le CI-RMA. Isabelle Benoteau mentionne par ailleurs une forte mobilisation des relations personnelles dans l'accès à un emploi adossé à un dispositif du secteur marchand : près de la moitié des employeurs enquêtés par la Dares indiquent qu'ils connaissaient déjà le bénéficiaire avant son recrutement (Frendrich *et al.*, 2010). Il ne s'agit certes pas nécessairement de purs effets d'aubaine mais Isabelle Benoteau indique qu'un effet de substitution⁸ non repéré pose également problème puisque le placement des bénéficiaires influence dans ce cas les trajectoires de la population des témoins.

Isabelle Benoteau pointe donc, pour les contrats aidés du secteur marchand, un vrai problème quant à l'interprétation causale des effets individuels estimés à partir des Panels de la Dares. Comment le résoudre ? Une piste pour traiter l'effet d'aubaine aurait pu être un pseudo-appariement des données du *Panel 2008* à celles de l'enquête menée par ailleurs en 2007 auprès des utilisateurs de contrats aidés en 2006 qu'exploitent Frendrich *et al.* (2010), en admettant que cela soit possible.

L'effet d'un placement dans le secteur non marchand sur la situation des individus placés

Comparativement à ce qu'obtient Isabelle Benoteau sur les dispositifs du secteur non marchand du PCS 2005, le CES apparaissait moins ciblés sur les jeunes ; un autre dispositif leur était réservé : le programme Nouveaux services-emplois jeunes. Tels qu'identifiés par Even et Klein à l'étape d'estimation de l'équation de sélection, les déterminants du placement en CES étaient sensibles à la durée des contrats (ou à la période du placement) : le fait d'être une femme ou peu diplômé jouant exclusivement dans le cas des contrats de deux ans. Si l'on revient à l'étude d'Isabelle Benoteau, un premier enjeu est de distinguer le CAV : il sélectionne un public féminin percevant un revenu d'assistance ; être jeune n'est pas alors un prédicteur significatif du placement (avoir plus de 25 ans est de fait l'un des critères d'éligibilité au RMI). Côté CAE, plusieurs variables jouent un rôle méritant d'être commenté. D'abord, le fait

d'avoir déjà été bénéficiaire d'un contrat aidé dans le passé : l'effet, très fort, sur la probabilité de placement en CAE confirme une utilisation à répétition, pour les mêmes individus, des contrats aidés. Ensuite, l'importance du statut d'inactivité (plus ou moins intermittent) comme prédicteur propre au placement en CAE qui confirme une utilisation par le SPE en réponse à un « chômage d'insertion sur le marché du travail ». Parmi les profils vraisemblables, celui de jeunes primo-entrants ou de femmes entrant sur le marché du travail à la suite de la perte d'emploi de leur conjoint ou d'un divorce.

Relativement au CIE, l'effet d'aubaine attaché aux contrats aidés du secteur non-marchand est faible : seuls 45 % des employeurs en CAE déclarent qu'ils auraient procédé à une embauche en l'absence d'aide ; le taux est encore inférieur pour le CAV : moins de 25 % (Frendrich *et al.*, 2010). L'approche par appariement d'échantillons est donc moins fragile.

Si on examine les résultats obtenus par Isabelle Benoteau en privilégiant le taux d'emploi non aidé des individus placés comme variable de résultat et en distinguant selon la durée du placement, les estimations obtenues paraissent finalement moins préoccupantes que celles d'Even et Klein. Là où ces derniers obtenaient, pour un placement en CES de deux ans, un handicap de 14 points de pourcentage, ce handicap n'est significatif chez Isabelle Benoteau que pour les individus placés en CAV. L'effet défavorable tendant à s'amplifier lorsque le placement se prolonge, cette différence qui suggère l'innocuité du CAE peut certes refléter l'influence des contrats de moins de 24 mois ; mais la différence CAE/CAV indique surtout un « effet public », le public ciblé par le CES étant plus proche de celui du CAV que de celui du CAE. L'effet moins défavorable obtenu par Isabelle Benoteau peut en outre évidemment tenir à un meilleur contrôle d'une hétérogénéité qui biaisait les estimations d'Even et Klein.

Une même interprétation en termes de « *locking-in* » est privilégiée dans les deux études. À l'appui de celle-ci, l'accroissement de l'effet négatif obtenu lorsque le placement se prolonge. Derrière cette analyse, deux effets sont en fait

8. L'embauche aurait lieu en l'absence d'aide mais en faveur d'un autre profil.

invoqués, que l'on propose de distinguer en parlant d'effet « suspension de recherche d'emploi » d'une part, d'effet « enfermement sectoriel » de l'autre. Isabelle Benoteau décrit bien le premier : prenant leur placement pour un véritable accès à l'emploi, les individus concernés réduiraient leur prospection, rendant leur accès à l'emploi non aidé (notamment en CDI) moins fréquent que pour les témoins. Elle fait également allusion au second, dont l'argument ne tient pas à l'activité de recherche d'emploi mais à une faible transférabilité de l'expérience acquise dans le non marchand. Henrard et Nouveau développent cette interprétation en la reliant au faible effet d'aubaine attaché aux dispositifs du non marchand. Si la poursuite des relations d'emploi au-delà des durées de subventionnement explique un meilleur taux d'emploi des sortants d'un CIE, un moindre effet d'aubaine dans le non marchand va de pair avec un taux d'emploi non aidé décevant. Quand bien même l'individu placé donnerait toute satisfaction à son employeur, seul un financement alternatif pourrait faire qu'il soit maintenu dans son emploi. Cette interprétation est cohérente avec la récurrence individuelle de l'emploi aidé (effet positif significatif du placement sur le taux d'emploi aidé) : dès lors que le subventionnement suit, les mêmes individus restent en emploi.

En tirant son échantillon de départ dans un flux d'inscriptions sur la liste des DE, le *Panel 2008* permet à l'évaluateur de disposer de la même information que celle du conseiller ANPE chargé de la prescription. Even et Klein soulignaient en conclusion de leur étude l'intérêt d'une telle situation : l'analyse de l'hétérogénéité des effets

individuels selon les dimensions de l'information accessible au prescripteur permet de tirer des conclusions opérationnelles en la matière.

Pour quels publics et/ou modalités d'utilisation, un placement dans le non marchand peut-il fonctionner ? En conclusion de leur étude, Even et Klein identifiaient deux cas où le CES donnait un résultat significativement positif : le placement court d'un public de 26-49 ans, le placement long d'un public féminin. Très soucieuse de tester la robustesse de l'effet moyen estimé, Isabelle Benoteau s'attarde moins sur l'analyse de l'hétérogénéité de l'effet^{9,10}. C'est principalement du côté des modalités du placement qu'elle se tourne. Premier enjeu : le rôle de la formation. Côté CAV, la formation moyenne associée au dispositif ne semble avoir strictement aucun effet. Côté CAE, la formation ne contribue significativement qu'à limiter l'effet négatif du placement sur le taux d'emploi en CDI. Si la formation n'empêche pas l'effet « suspension de recherche d'emploi », peut-être limite-t-elle, dans le cadre d'un CAE, l'effet d'enfermement sectoriel. En tout cas, on ne peut compter dessus pour obtenir un effet positif significatif du placement. La quotité de travail ne semble pas non plus faire de différence significative : l'hypothèse que le temps partiel

9. Même si elle obtient des résultats originaux relatifs au délai de recherche d'emploi à l'issue duquel proposer un placement en contrat aidé. Ces résultats sont discutés un peu plus bas.

10. Principale réticence concernant cet exercice : les risques d'endogénéité. Par exemple, un fort taux de subvention pourrait correspondre à des profils inobservés particulièrement difficiles à insérer durablement dans l'emploi. Une solution pourrait être de passer par une étape de régression.

Tableau 2
Comparaison des effets estimés pour les dispositifs du secteur non marchand

Étude	Durée du subventionnement	Date de l'estimation (à partir de la date du placement)	Dispositif	Effet estimé (estimateur à noyau)
Even et Klein (2007)	2 ans	2¼ ans	CES	- 14 ***
Benoteau (2015)	Plus d'1 an	2½ ans	CAE	- 4
			CAV	- 17 ***
Even et Klein (2007)	1 an	1¼ an	CES	- 1
		3¼ ans		+ 4
Benoteau (2015)	Moins d'1 an	2½ ans	CAE	- 6 ***
			CAV	- 8 ***
Even et Klein (2007)	½ an	2¾ ans	CES	- 16 ***

Lecture : *** : significatif au seuil de 1 %.

Source : Even et Klein (2007) et Benoteau (2015).

atténuerait l'effet « suspension de recherche d'emploi » est donc réfutée. La dernière dimension examinée par Isabelle Benoteau concerne l'effet d'un placement au sein de l'Éducation nationale. Le résultat obtenu, un effet négatif considérablement accru, confirme que l'Éducation nationale est un très mauvais employeur pour un public éloigné de l'emploi.

Au regard des promesses d'Even et Klein (tirer des conclusions opérationnelles en matière de prescription), l'analyse de l'hétérogénéité des effets individuels reste à explorer davantage : quid de l'effet moyen sur les jeunes, sur les seniors, sur le seul public féminin ? Selon la région ? Autant de questions susceptibles d'améliorer l'action du SPE.

Enseignements

En guise d'introduction à cette dernière étape de commentaire, que conclure, concernant le Plan de cohésion sociale 2005¹¹, du rapprochement réalisé ci-dessus entre les résultats d'Even et Klein et ceux d'Isabelle Benoteau ? Peu de chose, évidemment, dans le cadre d'une comparaison « toutes choses inégales par ailleurs ». Disons simplement qu'en termes d'effets individuels, le PCS 2005 ne semble pas avoir radicalement changé la portée des contrats aidés, peut-être d'ailleurs parce qu'il n'a pas été mis en œuvre de façon très résolue (Baguelin, 2013). Qu'en est-il d'autres enjeux ?

Deux logiques appelant des modalités d'évaluation différentes

L'étude d'Isabelle Benoteau confirme d'abord celle d'Even et Klein quant à la différence de ressort d'un placement en contrat aidé selon qu'il intervient dans le marchand ou le non marchand. Les deux études optent pourtant pour des modalités d'évaluation assez symétriques qu'il s'agisse d'une action dans l'un ou l'autre secteur. Dans l'analyse d'Isabelle Benoteau : assimiler la durée de placement à du chômage et regarder des taux d'emploi non aidé six mois à un an et demi après la fin de subventionnement.

Pour se limiter aux dispositifs généralistes, le placement en CIE procède d'une logique d'accès direct à l'emploi de droit commun par

subvention à l'embauche. On peut en ce sens s'interroger sur le fait d'assimiler la durée de subventionnement à du chômage et de garder parmi les témoins potentiels une bonne part de chômeurs. On rejoint ainsi la fragilité identifiée par Isabelle Benoteau de l'approche retenue dans le cas d'un dispositif donnant lieu à un fort effet d'aubaine. Il serait intéressant dans ce cadre d'explorer l'alternative mentionnée dans la note 24 de l'article, à savoir puiser les témoins parmi des DE accédant à un emploi non aidé à la date du placement en CIE et d'examiner des chroniques ultérieures de taux d'emploi non aidé. L'hypothèse serait alors que les marges libérées par le subventionnement amèneraient les employeurs à mieux accompagner le retour à l'emploi des bénéficiaires, favorisant ainsi ultérieurement une intégration durable dans l'emploi non aidé.

Le CAE procède quant à lui d'une logique d'ancrage à l'activité par création d'emploi temporaire. L'emploi subventionné n'ayant pas vocation à se prolonger, il est alors légitime d'estimer que le placement ne doit pas interrompre la recherche d'un emploi non aidé et de comparer les individus « placés » à des témoins en recherche d'emploi. Cela dit, c'est cette fois le choix de la variable de résultat qui peut être discuté. On peut trouver décevant que le placement en CAE ne permette pas d'accroître le taux d'emploi des intéressés mais ce n'est finalement pas exactement la mission assignée au dispositif. Cette mission est d'obtenir la participation du public ciblé au marché du travail. C'est une incidence paradoxale d'une stratégie d'activation : si le chômage (recherche active d'emploi) est un préalable à l'emploi, pour accroître l'emploi, il faut accroître le chômage ! À ce compte, le fait de rester durablement inscrit sur la liste des DE pourrait intervenir comme variable de résultat. Légèrement plus exigeants vis-à-vis du dispositif, Even et Klein proposaient de faire des comparaisons traités-témoins non seulement sur des taux d'emploi instantanés mais également sur des durées d'emploi cumulées. Ces dernières comparaisons faisant ressortir un effet positif du placement en CES quel que soit sa durée : au cours des 39 mois suivant leur sortie du placement évalué, les bénéficiaires cumulaient 3 à 6 mois d'emploi en plus, même

11. Les enjeux du PCS 2005 sont présentés en première partie de l'article.

s'il s'agissait plus fréquemment que pour les témoins d'emploi aidé. Pour revenir à l'étude d'Isabelle Benoteau, une idée pourrait être d'assouplir son critère de sortie du chômage (emploi non aidé d'au moins trois mois sans inscription parallèle à l'ANPE) qui paraît très restrictif pour un public qu'il s'agit de maintenir sur le marché du travail.

Enseignements opérationnels

Ces travaux ont aussi plusieurs conséquences opérationnelles. On en retiendra trois. La première concerne le délai de recherche d'emploi à l'issue duquel proposer un placement. Isabelle Benoteau propose un développement très opportun autour de la question suivante : après quelle durée de recherche d'emploi est-il le plus judicieux de proposer à un DE un placement en contrat aidé ? L'analyse consiste à comparer l'effet moyen du placement selon que celui-ci intervient après moins de 3 mois, 3 à 6 mois, 6 à 9 mois ou 9 à 12 mois d'inscription sur la liste des DE. Les effets estimés restant des effets moyens sur les traités, une difficulté est de maîtriser les effets de sélection : le public placé et les modalités de son placement diffèrent vraisemblablement selon que ce placement intervient plus ou moins tôt après l'inscription sur la liste des DE. Le résultat obtenu pour le CIE n'en est pas pour autant inintéressant : pour les individus placés tôt, le surcroît de taux d'emploi par rapport aux témoins est, à terme¹², de l'ordre de + 0,15, c'est-à-dire inférieur à l'effet global (+ 0,22), contre environ + 0,30 pour les individus placés après au moins neuf mois de recherche d'emploi. Encore une fois, l'interprétation n'est peut-être pas aussi directe que ne le suggère l'auteur mais l'ampleur de la différence obtenue mérite qu'on s'y arrête. Les résultats obtenus pour le CAE sont moins spectaculaires et tiennent vraisemblablement au fait que l'employabilité moyenne des témoins pour les individus placés tardivement est moins bonne.

Un autre enseignement opérationnel concerne l'utilisation des dispositifs du secteur non marchand. Les conclusions d'Henrard et Nouveau quant à l'utilisation des dispositifs du secteur non marchand recueillent pour l'essentiel le consensus : il s'agirait de les réserver, dans le cadre d'une action structurelle, au public le plus éloigné de l'emploi en les assortissant d'un

meilleur accompagnement. Les gains éventuels tiendraient alors moins au placement proprement dit qu'à la qualité de l'accompagnement. L'enjeu de l'évaluation se centrerait sur l'aspect accompagnement. Dans cette optique le placement confine à la sous-traitance d'un service d'accompagnement vers l'emploi, ce qui responsabilise fortement l'employeur non marchand.

Les analyses d'Isabelle Benoteau et Véronique Rémy dans le deuxième article du dossier suggèrent d'aller plus loin. Elles y proposent en effet une intéressante typologie de placements en contrat aidé par classification statistique. Pour le non marchand, trois classes sont ainsi distinguées : (1) des contrats courts à temps partiel avec un suivi renforcé pour des personnes peu qualifiées et éloignées de l'emploi ; (2) des contrats longs à temps partiel pour des femmes embauchées dans des établissements publics d'enseignement ou des associations ; (3) des contrats courts à temps partiel pour des jeunes qualifiés. Cette démarche rejoint une proposition du rapport Robineau (Conseil national de l'évaluation, 2002) d'identifier des usages vertueux des contrats aidés du secteur non marchand pour cadrer la prescription. Dans cette optique, il serait intéressant de connaître l'effet moyen du placement pour chacune des classes précédentes. Peut-être l'une d'entre elles livre-t-elle de meilleurs résultats que les autres ? Le savoir serait particulièrement utile. Il s'agirait d'une forme d'évaluation de l'action du SPE en matière de prescription.

Enfin, concernant les dispositifs du secteur marchand, le consensus tend à se faire sur leur utilisation contra-cyclique, cela avec deux idées : minimiser d'une part l'effet d'aubaine et, d'autre part, épargner aux salariés frappés par des destructions d'emploi de passer par le chômage de longue durée. Dans la première perspective, l'espoir est qu'une subvention offerte lorsque l'activité ralentit (et que les embauches deviennent rares) contribue à faire basculer favorablement la décision d'employeurs incertains sur leurs débouchés, contribuant ainsi à réduire l'effet d'aubaine. Par ailleurs, privilégier un public de travailleurs particulièrement exposé au risque de chômage de longue période est alors complémentaire. À ce consensus, les résultats d'Isabelle Benoteau

12. C'est-à-dire 3 ans après le placement.

ajoutent la pertinence d'exiger des placements en CDI. Dans une telle optique contra-cyclique, le dispositif « zéro-charge » mobilisé lors de la récession de 2008 pourrait constituer une

référence. La seule évaluation disponible (Cahuc *et al.*, 2014) en dresse un bilan nettement positif, ce qui est plutôt rare pour une politique de l'emploi. □

BIBLIOGRAPHIE

Baguelin O. (2013), « Politique conjoncturelle de l'emploi et structures des marchés du travail locaux : le déploiement territorial du contrat d'accompagnement dans l'emploi en 2009 », *Économie et Statistique*, n° 454, pp. 61-79.

Belleville A. (2001), « L'utilisation des aides à l'emploi par les entreprises : permanence ou logique conjoncturelle ? », *Premières Synthèses* n° 25.1, Dares, Juin.

Cahuc P., Carcillo S. et Le Barbanchon T. (2014), « Do Hiring Credits Work in Recessions? Evidence from France », *IZA Discussion Paper*, n° 8330.

Even K. et T. Klein (2007), « Les contrats et stages aidés : un profit à moyen terme pour les

participants ? Les exemples du CIE, du CES et du Sife », *Économie et Statistique*, n° 408-409, pp. 3-33.

Fendrich Y., Gratadour C. et Rémy V. (2010), « Les employeurs et les contrats aidés : motivations et processus de recrutement », *Dares Analyse*, n° 041.

Fougère D. (2007), « Faut-il encore évaluer les dispositifs d'emplois aidés ? », *Économie et Statistique*, n° 408-409, pp. 33-37.

Henrard V. et C. Nouveau (2007), « Contrats aidés marchands, contrats aidés non-marchands : deux dispositifs pour deux publics ? », *Économie et Statistique*, n° 408-409, pp. 39-43.
