

# Quels effets du recrutement en contrat aidé sur la trajectoire professionnelle ? Une évaluation à partir du *Panel 2008*

Isabelle Benoteau \*

Cette étude présente une évaluation de l'effet causal du passage en contrat aidé (CIE, CAE, CAV et CI-RMA) sur la trajectoire professionnelle des demandeurs d'emploi. Les contrats aidés sont des emplois qui bénéficient d'une aide financière de l'État. Dans le secteur marchand, ces contrats relèvent d'une logique de subvention à l'embauche, tandis qu'ils relèvent davantage d'une création d'emplois publics temporaires dans le secteur non marchand. L'évaluation présentée ici s'appuie sur le *Panel 2008*, enquête en deux vagues menée par la Dares fin 2008 et fin 2009 auprès d'un échantillon de demandeurs d'emploi qui se sont inscrits à l'ANPE au printemps 2005.

Le *Panel 2008* a été conçu spécifiquement pour permettre des évaluations de qualité, reposant sur la comparaison du devenir des bénéficiaires à l'issue du contrat aidé avec celui de non-bénéficiaires. Les méthodes par appariement utilisées dans cette étude permettent de corriger les différences de profil entre bénéficiaires et non-bénéficiaires, susceptibles de biaiser les comparaisons de ces deux populations. L'enquête comprend en particulier de nombreuses variables permettant de capter au mieux l'hétérogénéité des enquêtés. Les méthodes d'appariement ont dû être adaptées d'une part pour tenir compte de la dynamique de l'entrée en contrat aidé des bénéficiaires, et d'autre part pour généraliser les conclusions des estimations menées sur les données de l'enquête.

Les résultats de l'évaluation sur l'insertion professionnelle – principale dimension évaluée dans cette étude – montrent que le passage par un contrat aidé du secteur marchand (CIE et CI-RMA) joue positivement sur le fait d'être en emploi stable deux ans et demi après l'entrée en contrat aidé, à la différence du passage par un contrat aidé du secteur non marchand (CAE et CAV). La prise en compte de la diversité des modalités de placement (accompagnement, formation, durée du contrat aidé, etc.) et des employeurs permet d'affiner ces résultats.

## 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.

Codes JEL : C14, J38, J64, J68.

Mots clés : politiques actives du marché du travail, évaluation, méthodes d'appariement, pondérations.

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

## Remerciements

L'auteur remercie Sylvie Le Minez et Laurent Lequien pour leurs contributions aux premiers travaux d'exploitation du panel, ainsi que Françoise Bouygar, Christel Colin, François Guillaumat-Tailliet, Sébastien Roux, Philippe Zamora et les deux rapporteurs anonymes de la revue pour leurs remarques et leurs relectures attentives. L'auteur tient également à remercier Véronique Rémy pour son aide et ses conseils lors de l'élaboration de cet article. Celui-ci n'engage que l'auteur et non les institutions auxquelles il appartient.

La politique des contrats aidés s'inscrit dans la logique de déploiement des politiques d'emploi dites « actives ». Par opposition aux politiques dites « passives », qui s'attachent à l'indemnisation du chômage, les politiques actives du marché du travail sont destinées à faciliter la réinsertion des demandeurs d'emploi sur le marché du travail. Elles recouvrent aussi bien les programmes de formation que les politiques de subvention à l'embauche et de création d'emplois publics temporaires, en passant par les politiques d'aide à la recherche d'emploi. Enjeu majeur de politique économique, elles suscitent une forte demande d'évaluation (Simmonet, 2014). En effet, souvent mobilisées en période de mauvaise conjoncture pour limiter la hausse du chômage, les politiques actives du marché du travail représentent une part importante des dépenses publiques : en France, plus de 25 milliards d'euros ont été consacrés à la politique des contrats aidés sur la période 2005-2010, soit environ 0,22 point de PIB (Garoché et Roguet, 2013). Cet effort financier, quoique moins important qu'à la fin des années 1990, demeure plus conséquent que dans la majorité des pays européens voisins.

Depuis le début des années 1990, le service statistique du Ministère du travail (Dares) lance régulièrement des travaux d'évaluation des contrats aidés. Ces travaux reposent sur la comparaison des trajectoires professionnelles de « bénéficiaires » – individus recrutés en contrats aidés – et de « témoins » – individus aux caractéristiques proches de celles des bénéficiaires, éligibles au dispositif sans en avoir bénéficié. Cette comparaison permet, sous certaines conditions, de mesurer l'effet causal du passage en contrat aidé au niveau individuel. En particulier, les méthodes d'évaluation par appariement s'efforcent de corriger au mieux les différences de caractéristiques pouvant exister entre bénéficiaires et non-bénéficiaires et risquant de biaiser la comparaison de ces deux populations. La dernière enquête, dite *Panel 2008*, a été menée en 2008 et 2009 afin d'évaluer les contrats aidés issus de la loi de 2005 de programmation pour la cohésion sociale (politique de subvention salariale dans le secteur marchand et de création d'emplois publics temporaires dans le secteur non marchand). Comme les panels précédents, cette enquête se concentre sur les effets individuels du passage en contrat aidé sur l'insertion professionnelle à l'issue de ce dernier, tout en abordant de manière plus large l'évolution des conditions de vie. Elle ne permet pas d'évaluer la multiplicité des objectifs assignés à ces politiques, notamment d'un point de vue macroéconomique (maintien du capital

humain, soutien à l'activité, rôle contra-cyclique, analyse coûts-bénéfices, etc.).

En France, comme dans d'autres pays européens, les derniers travaux d'évaluation de ce type de politiques actives montrent que les programmes de subvention dans le secteur marchand ont un effet positif sur l'insertion dans l'emploi, tandis que les programmes de création d'emplois publics temporaires n'ont, au mieux, pas d'effet sur leurs bénéficiaires (Card, Kluge et Weber, 2010 ; Kluge, 2010). Les objectifs des employeurs et les publics ciblés sont en effet très hétérogènes dans les secteurs marchand et non-marchand. Les résultats issus du dernier panel de la Dares confirment le diagnostic contrasté selon le secteur considéré : dans le secteur marchand, le passage en contrat aidé augmente d'environ 50 % le taux d'emploi non aidé deux ans et demi après l'entrée en dispositif, tandis qu'il diminue ce taux de 15 % à 40 % dans le secteur non marchand. L'accent est mis dans cette étude sur les spécificités méthodologiques liées à la politique étudiée et aux données mobilisées, et notamment la nécessaire adaptation des méthodes traditionnelles d'appariement aux données d'enquête et leur implémentation dans le cadre d'un programme pouvant intervenir à différentes dates.

Après un rapide tour d'horizon de la réforme des contrats aidés de 2005 et des effets théoriques attendus d'une telle politique, nous présentons les données mobilisées et la méthodologie de l'évaluation par appariement. Nous revenons ensuite sur les déterminants de l'entrée en contrat aidé, avant de détailler les résultats de l'évaluation du passage en contrat aidé sur la trajectoire des bénéficiaires.

## Évaluation des contrats aidés : enjeux et littérature

Les contrats aidés sont des contrats de travail pour lesquels l'employeur bénéficie d'une aide de l'État en vue de favoriser l'insertion professionnelle durable de « publics cibles » en difficulté sur le marché du travail : chômeurs de longue durée, allocataires de minima sociaux, jeunes non qualifiés, etc.

### Les contrats aidés : entre réforme structurelle et impératifs conjoncturels

En abaissant le coût du travail, la subvention versée dans le cadre du contrat aidé stimule

le recrutement des salariés ayant une productivité plus faible ou des caractéristiques défavorables au regard de l'insertion sur le marché du travail. Les contrats aidés permettent ainsi de maintenir une offre de travail, en assurant aux personnes sans emploi un salaire – et donc une garantie de revenu au même titre que les allocations chômage – tout en leur évitant de se décourager et en leur permettant de maintenir leur capital humain. Pour renforcer cet objectif, les employeurs doivent généralement s'engager à fournir aux salariés recrutés en contrat aidé un accompagnement renforcé et des formations. En l'absence de maintien chez l'employeur à l'issue du contrat aidé, l'insertion professionnelle est néanmoins conditionnée par l'intensité des recherches durant leur participation au programme. Or les bénéficiaires peuvent avoir tendance à relâcher leurs efforts de recherche au cours du contrat aidé, et ce d'autant plus que celui-ci est à temps plein : les bénéficiaires se retrouvent « enfermés » dans leur programme au sens où ils ont moins de chances d'accéder à un emploi non aidé pendant la durée de leur contrat aidé et éventuellement à l'issue de celui-ci (effet de *locking-in*)<sup>1</sup>.

Dans la pratique, les contrats aidés sont souvent mobilisés par les pouvoirs publics dans un objectif de court terme : faire baisser le nombre de demandeurs d'emploi en période de mauvaise conjoncture<sup>2</sup> (Baguelin, 2013). Pour atteindre cet objectif, la priorité est alors donnée au nombre de contrats signés – de courte durée – plutôt qu'au ciblage sur les personnes les plus en difficulté (Bayardin, 2014). En contrepartie, l'embauche en contrat aidé est néanmoins davantage susceptible de correspondre à un effet d'aubaine : l'employeur recrute un salarié en contrat aidé au lieu de recruter ce même salarié sur un contrat de droit commun. L'employeur peut également décider d'embaucher une personne présentant des caractéristiques plus défavorables au regard de l'insertion sur le marché du travail qu'il ne l'aurait fait en l'absence du dispositif ; l'embauche en contrat aidé traduit alors un effet de substitution. S'il ne conduit pas directement à augmenter l'emploi à court terme, l'effet de substitution modifie néanmoins l'ordre des demandeurs d'emploi dans la file d'attente. Il peut ainsi éviter que certains individus ne deviennent chômeurs de longue durée et ne subissent une perte de capital humain ; il contribue donc au maintien de l'offre effective de travail.

Ces effets se combinent différemment selon que les employeurs relèvent du secteur marchand

ou non. En effet, la logique de rentabilité des contrats aidés est davantage présente dans le secteur marchand, où l'usage de ces contrats demeure contraint par l'activité économique. Dans le secteur non marchand, où l'offre demeure essentiellement dictée par des considérations budgétaires, les contrats aidés visent principalement à répondre à des besoins collectifs non satisfaits : en théorie, l'embauche ne doit pas conduire à remplacer du personnel existant et ne peut viser à pourvoir durablement un emploi lié à l'activité normale et permanente de l'organisme. Dès lors, on s'attend à ce que les effets d'aubaine soient moins importants dans le secteur non marchand, où le maintien chez l'employeur à l'issue de la période de versement de l'aide financière est plus rare que dans le secteur marchand, et à ce que l'effet négatif d'« enfermement » y soit plus fort (Fendrich et Rémy, 2009 ; Fendrich, 2010 ; Fendrich *et al.*, 2010 ; Le Rhun, 2011). Effectivement, les nombreuses études européennes réalisées au cours des vingt dernières années montrent généralement un effet nul, voire négatif, du passage en contrat aidé dans le secteur non marchand, aussi parfois interprété comme un effet de stigmatisation. Ces études montrent *a contrario* un effet positif dans le secteur marchand, pouvant refléter un « gain d'employabilité » du bénéficiaire, c'est-à-dire l'acquisition de compétences valorisables lors d'une recherche d'emploi ultérieure, mais aussi la poursuite des relations d'emploi à l'issue du versement de l'aide financière (Sianesi (2001) pour la Suède ; Gerfin *et al.* (2005) ou Lalive *et al.* (2008) pour la Suisse ; Hujer *et al.* (2004) pour l'Allemagne).

Les études menées sur données françaises, souvent focalisées sur les jeunes, confirment ces résultats (Bonnal *et al.*, 1997 ; Brodaty, Crépon et Fougère, 2005). Il en va de même de l'exploitation des précédents panels de bénéficiaires de contrats aidés mis en œuvre par la Dares

1. Un parallèle peut être fait avec les travaux de Becker, qui mettent en avant le fait que l'acquisition de capital humain se décompose en deux temps : une période d'investissement où domine le coût d'opportunité de ne pas travailler, et une période de rendement durant laquelle le salaire perçu est plus élevé qu'il n'aurait été en l'absence d'investissement (Caliendo et Koeping, 2008).

2. Il s'agit plus précisément de faire baisser le nombre de demandeurs d'emploi tenus de faire des actes positifs de recherche d'emploi (catégories A, B et C). En effet, les demandeurs d'emploi recrutés en contrats aidés ne sortent pas des listes de Pôle emploi mais sont supposés basculer automatiquement en catégorie E. Dans une optique évaluative, une entrée en contrat aidé n'est d'ailleurs pas considérée comme une sortie vers l'emploi à proprement parler, mais comme faisant partie de l'épisode de chômage. Un des objectifs principaux des contrats aidés est, en effet, de favoriser l'accès de leurs bénéficiaires à l'emploi non aidé.

(Charpail *et al.*, 2005 ; Even et Klein, 2007)<sup>3</sup>. Les derniers résultats, présentés par Even et Klein (2007), soulignent en particulier la nécessité de distinguer les contrats aidés du secteur marchand de ceux du secteur non marchand : la forte hétérogénéité des publics ciblés et les différences d'objectifs visés par les employeurs limitent les possibilités de comparaison directe des résultats entre secteurs (Henrard et Nouveau, 2007). Les auteurs mettent également en avant l'importance de décomposer la mesure de l'efficacité des programmes en fonction du profil des bénéficiaires et des employeurs, ainsi que des caractéristiques des contrats proposés. À cet égard, la portée de leurs résultats est toutefois limitée par la taille restreinte des échantillons et l'absence de données permettant de caractériser finement les éligibles aux dispositifs. Or la durée du contrat aidé, la formation et l'accompagnement sont autant d'aspects susceptibles de déterminer l'efficacité d'un programme. Ainsi, en France, les stages et programmes de formation proposés aux chômeurs sont d'autant plus efficaces qu'ils sont suffisamment longs et que leur contenu en formation est substantiel (Crépon, Ferracci et Fougère, 2007). De même, un accompagnement plus individualisé et intense favorise le taux de retour à l'emploi (Fougère *et al.*, 2010).

L'étude présentée ici s'inscrit dans le champ des nombreux travaux microéconométriques menés en Europe. Elle actualise et enrichit les résultats des derniers travaux réalisés sur données françaises. En effet, le *Panel 2008* a été élaboré de manière à mieux appréhender les processus d'insertion professionnelle – davantage décrits dans la durée que dans les panels précédents, ainsi que la récurrence du passage en contrat aidé. Les informations disponibles dans le nouveau panel permettent également de mieux prendre en compte l'hétérogénéité du dispositif dans son évaluation, et notamment le délai optimal avant entrée en contrat aidé : l'efficacité d'un contrat aidé est en effet susceptible de varier en fonction des modalités de sa mise en œuvre et du parcours professionnel du bénéficiaire, mais également en fonction du moment auquel il intervient au cours de l'épisode de chômage (Carling et Richardson, 2004 ; Sianesi, 2004 ; Hujer et Thomsen, 2010).

À l'instar de la très grande majorité des travaux réalisés au niveau microéconomique, cette étude fait l'hypothèse que les personnes non bénéficiaires de la politique ne sont pas affectées par celle-ci. Elle ne prend donc pas directement en compte les répercussions des

effets de substitution sur les autres demandeurs d'emploi. Elle ne tient pas compte non plus des effets de bouclage (liés au mode de financement de la politique et aux effets induits des créations d'emploi sur l'indemnisation du chômage et les cotisations perçues), ni de l'effet global sur le marché des biens et services *via* les effets de concurrence et d'entraînement entre entreprises. Or l'intégration des effets macroéconomiques dans l'analyse réduit généralement l'efficacité des dispositifs constatée au niveau individuel (Fontaine et Malherbet, 2012 ; Crépon *et al.*, 2013) : l'effet positif sur l'insertion dans l'emploi des bénéficiaires peut en effet se faire au détriment d'autres demandeurs d'emploi, conduisant à un effet agrégé sur le taux d'emploi plus faible que celui estimé sur les seuls bénéficiaires<sup>4</sup>. Pour favoriser l'emploi et limiter les effets d'aubaine (voire de substitution), le ciblage doit être suffisamment orienté vers les demandeurs d'emploi les plus en difficulté (Wolff et Stephan, 2013 ; Moczall, 2014). En laissant de plus grandes marges de manœuvre aux acteurs locaux, la réforme des contrats aidés de 2005 poursuivait cet objectif.

### **Les contrats aidés du Plan de cohésion sociale de 2005**

Les contrats étudiés dans cet article sont ceux issus de la loi de programmation pour la cohésion sociale (PCS) du 18 janvier 2005 (tableau 1), remplacés en 2010 par le Contrat unique d'insertion (CUI). On distingue, d'une part, le contrat d'avenir (CAV) et le contrat d'accompagnement dans l'emploi (CAE) dans le secteur non marchand et, d'autre part, le contrat initiative emploi (CIE) et le contrat d'insertion revenu minimum d'activité (CI-RMA) dans le secteur marchand. Les caractéristiques détaillées de ces contrats sont présentées en annexe 1. Les critères d'éligibilité sont plus ou moins larges selon les contrats :

- Les CAE et les CIE sont destinés aux « personnes sans emploi rencontrant des difficultés sociales et professionnelles particulières d'accès à l'emploi » ;
- Les CAV et les CI-RMA sont réservés aux allocataires des minima sociaux suivants : allocation de solidarité spécifique (ASS), allocation

3. Pour une présentation détaillée des enseignements tirés des précédents panels, voir le premier article de ce dossier.

4. D'après les travaux de la Dares, moins de 20 % des embauches en contrat aidé dans le secteur marchand n'auraient pas eu lieu en l'absence de l'aide financière (Fendrich *et al.*, 2010).

aux adultes handicapés (AAH) (depuis 2006), allocation de parent isolé (API) et revenu minimum d'insertion (RMI). L'API et le RMI ont été remplacés en 2009 par le revenu de solidarité active (RSA socle).

Les critères d'éligibilité à ces quatre contrats sont volontairement moins précis que ceux de leurs prédécesseurs. À partir de 2005, pour tenir compte au mieux des réalités locales, l'État se borne à fixer l'enveloppe budgétaire annuelle et le taux maximal de prise en charge des CAE et des CIE (respectivement 95 % et 47 % du Smic), tandis que le taux effectif de prise en charge et le ciblage des publics sont définis essentiellement au niveau régional par arrêté préfectoral<sup>5</sup>. L'aide financière associée au contrat peut ainsi être adaptée localement pour encourager l'embauche de certains publics en fonction des spécificités locales du marché du travail (structure de l'emploi, niveau de formation de la population, etc.). Ce pilotage décentralisé conduit à une certaine variété des profils de bénéficiaires selon les régions (Bayardin et Benoteau, 2014). Contrairement aux embauches en CIE et en CAE, le montant de l'aide associée aux contrats réservés aux allocataires de minima sociaux est fixé au niveau national. Il est forfaitaire et correspond au montant de RMI (puis de RSA socle) versé à une personne seule. Le principe du CI-RMA et du CAV, davantage encore que celui du CAE et du CIE, est celui d'une « activation des dépenses passives » : l'allocation qu'aurait normalement perçue le salarié en l'absence d'emploi est versée à l'employeur sous forme de subvention. Comme dans le cas du CAE et du CIE, l'aide versée à l'employeur est plus conséquente dans le secteur non marchand, où les publics recrutés sont plus éloignés de l'emploi. L'enveloppe budgétaire affectée à ces quatre contrats aidés a augmenté progressivement avec la montée en charge du dispositif – plus lente pour les contrats réservés aux allocataires de minima sociaux – mais a également fluctué avec la conjoncture économique

(figure I). Sur l'ensemble de la période, elle est restée plus importante dans le secteur non marchand que dans le secteur marchand.

Dans le secteur non marchand, les contrats aidés sont systématiquement conclus à durée déterminée (d'une durée hebdomadaire de 26 heures dans le cas du CAV), alors qu'ils peuvent l'être également à durée indéterminée dans le secteur marchand (à partir de 2006 pour le CI-RMA). Dans le cas d'un CDI, la durée de versement de l'aide financière doit être inférieure à 24 mois pour les CIE et 18 mois pour les CI-RMA ; le bénéficiaire est alors considéré comme sortant du dispositif à la date de fin de versement de l'aide. Les conventions initiales peuvent être renouvelées dans la limite de la durée totale fixée par la loi (cf. annexe 1). Quel que soit le contrat, celui-ci peut être rompu à l'initiative du salarié, avant terme et sans préavis, sous réserve que ce dernier ait été embauché en CDI, en CDD de plus de six mois ou qu'il soit engagé dans une formation qualifiante<sup>6</sup>.

Les contrats aidés sont également assortis de recommandations relatives à la formation et à l'accompagnement du bénéficiaire. De telles actions sont ainsi obligatoires dans le cas du CAV et fortement recommandées pour les autres contrats. Dans le cas du CIE et du CAE, le montant de l'aide financière accordée à l'employeur peut ainsi varier selon les actions de formation et d'accompagnement prévues en faveur du bénéficiaire lors de son embauche.

5. Selon les périodes, certains publics prioritaires (travailleurs handicapés, chômeurs de longue durée, seniors, etc.) peuvent néanmoins être identifiés au niveau national. L'État définit également les objectifs régionaux d'embauches en contrats aidés, ainsi que la durée et le temps de travail moyens associés à ces contrats.

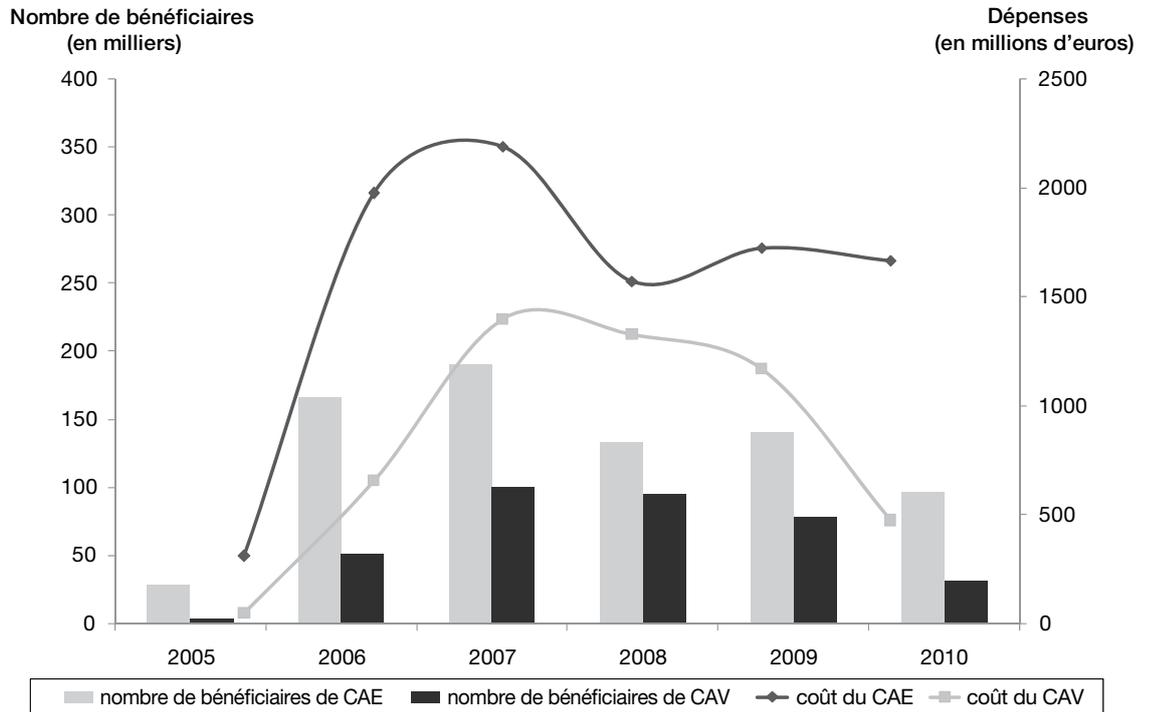
6. En cas de rupture anticipée du contrat aidé à l'initiative de l'employeur, celui-ci est tenu de reverser les aides perçues (sauf en cas de faute grave du salarié ou d'accord de sa part).

Tableau 1  
**Critères d'éligibilité aux contrats aidés issus de la loi de programmation pour la cohésion sociale de 2005**

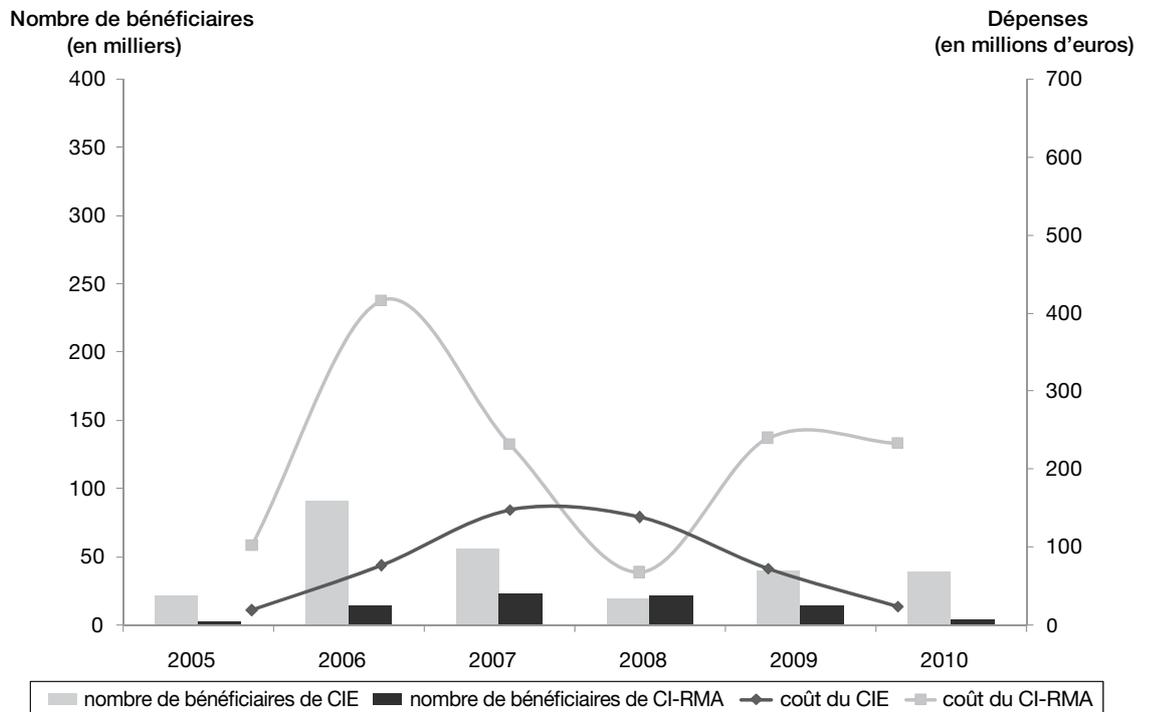
Public / Secteur	Personnes sans emploi recontrant des difficultés sociales et professionnelles d'accès à l'emploi	Allocataires de minima sociaux (RMI, ASS, API, AAH)
Marchand	CIE Contrat Initiative Emploi	CI-RMA Contrat Insertion - Revenu Minimum d'Activité
Non marchand	CAE Contrat d'Accompagnement dans l'Emploi	CAV Contrat d'Avenir

Figure I  
**Dépenses et effectifs associés aux différents contrats aidés du Plan de cohésion sociale**

A-Secteur non marchand



B-Secteur marchand



Note : les données relatives aux anciens contrats aidés et au Contrat unique d'insertion, entré en application au 1<sup>er</sup> janvier 2010, ne sont pas représentées sur ces figures. Les effectifs correspondent aux stocks de bénéficiaires en moyenne annuelle.

Lecture : en 2006, le nombre de bénéficiaires de CIE s'élève à 90 000 en moyenne annuelle, pour une dépense de 400 M€.

Champ : France entière.

Source : ASP, traitements Dares ; Eurostat, base de données Politiques du marché du travail (PMT).

## Des données originales pour une évaluation par appariement

### Le principe de l'évaluation

La difficulté de toute évaluation de politique publique provient de l'impossibilité d'observer simultanément la situation d'un bénéficiaire de la mesure et celle qu'il aurait connue en l'absence de cette dernière (situation hypothétique dite « contrefactuelle »). Or c'est précisément la comparaison de ces deux situations qui définit l'« effet causal » (ou « impact ») d'un programme.

La situation contrefactuelle pourrait être approchée spontanément par la situation des individus non bénéficiaires de la politique. Néanmoins, comparer bénéficiaires et non-bénéficiaires d'un dispositif ne permet généralement pas d'estimer correctement l'effet du dispositif en question. En effet, sauf dans le cas des expérimentations aléatoires, les bénéficiaires présentent le plus souvent un profil différent de celui des non-bénéficiaires. Ces différences peuvent être objectives, selon des caractéristiques dites « observables » : il peut s'agir notamment de caractéristiques individuelles faisant l'objet d'un ciblage particulier (non diplômés, jeunes et seniors, travailleurs handicapés, chômeurs de longue durée, etc.). Ces différences peuvent également être moins facilement identifiables par un observateur extérieur (caractéristiques dites « inobservables »), comme par exemple la motivation pour trouver un emploi ou l'opinion sur les contrats aidés. En effet, l'entrée en contrat aidé résulte notamment d'un choix – au moins en partie rationnel – du demandeur d'emploi, qui décide d'entrer ou non dans le dispositif compte tenu de la connaissance qu'il en a et des avantages et des inconvénients qu'il anticipe<sup>7</sup>. L'ensemble des différences de caractéristiques entre bénéficiaires et non-bénéficiaires crée un « biais de sélection » : par exemple, si les contrats aidés bénéficient en priorité aux personnes peu diplômées et que celles-ci sont moins souvent en emploi que les non-bénéficiaires à l'issue du contrat aidé, il est probable que cela s'explique en grande partie par leur faible qualification, indépendamment de l'efficacité de ces contrats. Le biais de sélection peut être corrigé à l'aide de techniques statistiques qui permettent de rendre comparables *a posteriori* bénéficiaires et non-bénéficiaires<sup>8</sup>. Ces techniques reposent sur des méthodes aussi bien paramétriques – de type régression linéaire ou

modèle de durée – que non paramétriques (ou semi-paramétriques) – de type appariement. L'approche retenue dans cet article est celle de l'appariement.

Dans sa version la plus simple, la méthode par appariement consiste à associer (« appairer ») chaque bénéficiaire de contrat aidé au non-bénéficiaire qui lui ressemble le plus. La comparaison de la situation de ce bénéficiaire avec celle du non-bénéficiaire auquel il a été apparié, appelé « témoin », permet d'estimer l'effet causal du passage en contrat aidé sur sa situation ultérieure, en particulier sa trajectoire professionnelle.

Le bien-fondé de cette approche repose sur la comparaison d'individus dont les trajectoires auraient été similaires en l'absence de la politique des contrats aidés, c'est-à-dire d'individus semblables sur toutes les dimensions qui expliquent à la fois leur entrée en dispositif et leur situation en l'absence de ce dispositif. Si tel est bien le cas, l'appariement rend la sélection des bénéficiaires de contrat aidé indépendante de leurs caractéristiques individuelles. Cette hypothèse (dite « d'indépendance conditionnelle »), qui permet de recréer les conditions d'une expérience aléatoire, est naturellement très forte et suppose que l'on dispose dans les données de toutes les variables susceptibles de jouer simultanément sur la sélection en contrat aidé et la trajectoire ultérieure sur le marché du travail. Cette hypothèse est toutefois d'autant plus crédible que le nombre de variables sur lesquelles appairer est important, autrement dit, que le nombre de caractéristiques inobservées est faible. En revanche, il est alors particulièrement difficile de trouver pour chaque bénéficiaire un non-bénéficiaire qui lui soit identique sur l'ensemble des variables considérées. Une solution consiste à comparer les bénéficiaires et les non-bénéficiaires du point de vue d'un index – appelé « score de propension » – constituant un résumé uni-dimensionnel de l'effet des variables observables sur l'entrée dans le dispositif (encadré 1). Ce score est généralement défini comme la probabilité pour chaque individu de participer au dispositif en fonction de ses caractéristiques individuelles observables : chaque bénéficiaire est alors apparié avec le ou les non-bénéficiaire(s)

7. Elle dépend également de la sélection par l'employeur, ainsi que de l'orientation par le prescripteur, qui propose ou non un contrat aidé en fonction des critères d'éligibilité et du volume de contrats aidés disponibles localement.

8. Nous laissons ici de côté les expérimentations aléatoires, qui ne peuvent être utilisées pour évaluer des dispositifs déjà mis en œuvre à l'échelle nationale. Pour plus de détails sur les apports et limites de ces méthodes, voir L'Horty et Petit (2011).

dont la probabilité de participer au dispositif est la plus proche de la sienne.

La méthode par appariement nécessite la présence dans les données de non-bénéficiaires comparables aux bénéficiaires (condition de support commun). Par définition, une personne dont les caractéristiques sont telles que ses chances d'entrer en dispositif sont nulles

ne peut servir de témoin. L'entrée en dispositif ne doit donc pas être déterministe, ce qui suppose notamment un rationnement de l'offre de contrats aidés : dans le cas d'un dispositif couvrant l'ensemble d'une catégorie d'éligibles, il n'existerait aucune personne ayant les mêmes caractéristiques que les bénéficiaires mais n'ayant pas bénéficié de la mesure (et ayant voulu en bénéficier).

#### Encadré 1

### MÉTHODES D'APPARIEMENT SUR SCORE DE PROPENSION

L'hypothèse sous-jacente aux méthodes d'appariement est l'indépendance – conditionnellement à un ensemble de variables observables – entre l'entrée en dispositif et la trajectoire qu'aurait eue l'individu en l'absence du dispositif. Rosenbaum et Rubin (1983) ont montré que cette hypothèse d'indépendance conditionnelle reste vérifiée pour toute fonction « équilibrante » des variables observables, c'est-à-dire toute fonction rendant le groupe des bénéficiaires semblable à celui des témoins du point de vue de la distribution des variables agissant à la fois sur l'entrée en dispositif et sur le résultat du passage par ce dispositif. C'est en particulier le cas, s'il est bien construit, du score de propension, défini comme la probabilité d'entrer en contrat aidé. Autrement dit,  $Y_0 \perp T \mid p(X)$ , avec  $Y_0$  la variable de résultat en l'absence du dispositif,  $T = 1$  l'entrée en dispositif et  $p(X)$  le score de propension. L'appariement peut alors se faire non plus sur chacune des caractéristiques individuelles observables, mais directement sur le score de propension. L'estimation se décompose en trois grandes étapes.

1. Le score de propension n'étant pas observé, il doit donc être estimé. En pratique, on modélise généralement cette probabilité par un *probit* ou un *logit* incluant l'ensemble des variables observables qui influent simultanément sur la probabilité d'être bénéficiaire d'un contrat aidé et sur la variable de résultat (celle-ci pouvant être, par exemple, la trajectoire professionnelle ou les conditions de vie à l'issue du contrat aidé).

2. Ce score est ensuite utilisé pour construire la situation « contrefactuelle » de chaque bénéficiaire, c'est-à-dire la variable de résultat qui aurait été observée en l'absence du contrat aidé. Plusieurs méthodes existent (Brodsky *et al.*, 2007 ; Caliendo et Kopeinig, 2008). La plus simple, dite du « plus proche voisin », consiste à appairer chaque bénéficiaire avec le non-bénéficiaire dont le score est le plus proche du sien. On fait l'hypothèse que la variable de résultat de ce non-bénéficiaire, appelé témoin, est un bon contrefactuel de la variable de résultat du bénéficiaire, autrement dit que l'hypothèse d'indépendance conditionnelle est vérifiée.

3. L'effet moyen du dispositif ( $\hat{\Delta}$ ) estimé sur l'ensemble des bénéficiaires (ensemble  $E_1$  de taille  $N_1$ ) est alors calculé comme la moyenne des écarts entre la variable de résultat de chaque bénéficiaire  $i$  ( $Y_{i1}$ ) et celle de son « voisin » ( $Y_{i0}$ , contrefactuel de la variable inobservée  $Y_{i0}$ ) :

$$\Delta = \frac{1}{N_1} \sum_{E_1} (Y_{i1} - Y_{i0})$$

Lorsque le groupe des non-bénéficiaires est de taille importante, il peut être judicieux d'associer plusieurs « voisins » – ou témoins – à chaque bénéficiaire. La méthode retenue dans cette étude consiste à associer chaque bénéficiaire à l'ensemble des non-bénéficiaires ( $E_0$ ) en attribuant à ces derniers un poids qui dépend négativement de la distance entre leur score  $p_j$  et celui du bénéficiaire  $p_i$  :

$$Y_{i0} = \frac{\sum_{E_0} K \left( \frac{\|p_i - p_j\|}{h} \right) \cdot Y_j}{\sum_{E_0} K \left( \frac{\|p_i - p_j\|}{h} \right)}$$

où  $Y_j$  désigne la variable de résultats du témoin  $j$  et  $K$  la fonction noyau (de fenêtre  $h$ ) définissant le poids attribué à chaque témoin. Un noyau gaussien a été retenu dans cette étude. Le choix de la fenêtre  $h$  résulte d'un arbitrage entre biais et précision. L'approche de Silverman (1986) consiste à fixer la fenêtre optimale selon la règle du pouce (dans le cas d'un noyau gaussien,  $\hat{h} = 1,06 \cdot \min(\hat{\sigma}_0, (IQR / 1,34)) \cdot N_0^{-1/5}$ , avec  $\hat{\sigma}_0$  (resp.  $IQR$ ) l'écart-type (resp. écart inter-quartile) du score estimé sur l'échantillon des témoins de taille  $N_0$ ). Notons que la définition des témoins diffère de celle retenue dans le cas du plus proche voisin : sont ici considérés comme témoins l'ensemble des non-bénéficiaires éligibles mobilisés pour construire le contrefactuel d'un bénéficiaire. Le statut de témoin peut également varier dans le temps : des personnes non bénéficiaires à une date donnée peuvent le devenir ultérieurement. Cet aspect dynamique est abordé dans la section sur les adaptations des méthodes standards d'appariement.

Les bénéficiaires qui ne peuvent être appariés correctement (dont le score est supérieur à la valeur maximale prise par le score des témoins) ne sont pas pris en compte dans les estimations. La variance de l'effet du dispositif est estimée par *bootstrap* (encadré 3).

Compte tenu des hypothèses sous-jacentes aux méthodes d'évaluation, la validité des estimations dépend en grande partie de la qualité des données disponibles. Le *Panel 2008* constitue à cet égard une base de données originale car conçue spécifiquement pour permettre des évaluations de l'effet du passage en contrat aidé.

### Le *Panel 2008* de la Dares

Tous les enquêtés du *Panel 2008*<sup>9</sup> ont été échantillonnés dans le fichier historique (FH) des demandeurs d'emploi de l'ANPE (désormais Pôle Emploi) : ils ont comme point commun de s'être inscrits à l'ANPE au deuxième trimestre 2005<sup>10</sup>. La population des « bénéficiaires » est définie comme l'ensemble des individus recrutés entre avril 2005 et juin 2007 dans l'un des quatre contrats aidés issus de la loi de cohésion sociale (CAE, CAV, CIE et CI-RMA). Par opposition, la population des « non-bénéficiaires éligibles » regroupe l'ensemble des individus éligibles aux contrats aidés mais non entrés dans l'un de ces quatre contrats entre avril 2005 et juin 2007 : cette population sert de réserve de témoins potentiels pour l'évaluation. Ce mode d'échantillonnage diffère des choix retenus dans les précédents panels : c'est ici l'entrée dans l'état d'éligibilité aux contrats aidés – mesurée par l'inscription à l'ANPE – qui définit la population de référence dont on observe ensuite les trajectoires sur le marché du travail. Cette approche garantit une bonne représentativité des trajectoires des bénéficiaires de contrat aidé échantillonnés dans le *Panel 2008*.

Afin d'identifier précisément les bénéficiaires, le fichier de l'ANPE a été apparié au fichier des conventions individuelles d'embauche en contrat aidé de l'Agence de services et de paiement (ASP). Les bénéficiaires ont ainsi été repérés de manière quasi-exhaustive (les bénéficiaires non inscrits à l'ANPE représentaient environ 13 % des entrants en contrat aidé en 2005). Ils ont été échantillonnés selon un tirage stratifié par type de contrat de manière à assurer une précision suffisante des estimations pour chacun des quatre contrats considérés. Concernant les non-bénéficiaires, deux populations ont été définies selon le critère d'éligibilité pertinent : une première population de personnes éligibles aux CAE et CIE, et une seconde population de personnes éligibles aux CI-RMA et CAV, plus restreinte du fait de critères d'éligibilité plus restrictifs pour ces contrats (allocataires de minima sociaux). En vue de favoriser *ex ante* une proximité suffisante entre bénéficiaires et non-bénéficiaires, les

non-bénéficiaires ont été sélectionnés sur la base de leur similitude avec les bénéficiaires auxquels ils sont censés être comparés<sup>11</sup>.

Le tirage du *Panel 2008* dans le fichier administratif de l'ANPE assure la présence de nombreuses informations relatives au parcours professionnel des demandeurs d'emploi et à leurs recherches d'emploi (durée passée au chômage, motif d'inscription à l'ANPE, type d'emploi recherché, etc.). Les données administratives sur les embauches individuelles en contrat aidé fournissent quant à elles des précisions sur le dispositif étudié. Mais le *Panel 2008*, comme plus généralement les données d'enquête, est bien plus riche que des données administratives : il contient un grand nombre d'informations originales venant les compléter.

Bénéficiaires et non-bénéficiaires ont été enquêtés à deux reprises : fin 2008 et fin 2009. De nombreuses questions ont été posées de manière similaire aux bénéficiaires et aux non-bénéficiaires en vue de capter finement l'hétérogénéité individuelle<sup>12</sup>. L'enquête comporte ainsi des informations relatives au parcours professionnel des individus au moment de leur inscription à l'ANPE, mais aussi des informations plus originales comme la maîtrise de la langue française, le rapport aux études, les atouts et difficultés pour accéder à l'emploi, etc. Toutes ces informations constituent autant de dimensions habituellement non mesurées et pouvant contribuer au biais de sélection (Smith et Todd, 2009).

L'ensemble des données disponibles permet de caractériser précisément les modalités de mise en œuvre du contrat aidé : fréquence et type d'accompagnement dont a pu bénéficier le salarié en contrat aidé ; existence, durée et type

9. Pour une présentation plus détaillée de cette enquête, se référer au premier article de ce dossier.

10. Plus précisément, il s'agit des demandeurs d'emploi tenus d'effectuer des actes positifs de recherche d'emploi, qu'ils soient sans emploi (catégorie A) ou exercent une activité réduite (catégories B et C). N'ont été prises en compte que les inscriptions faisant suite à une sortie des listes d'au moins un mois (Duguet et al., 2007).

11. Des non-bénéficiaires ayant des caractéristiques trop différentes de celles des bénéficiaires ne pourraient être appariés par la suite et seraient automatiquement exclus de l'échantillon sur lequel mener les estimations. Les variables considérées à ce stade pour définir la proximité entre bénéficiaires et non-bénéficiaires sont toutefois très limitées et ne suffisent pas à réaliser un appariement de qualité, possible uniquement *ex post* grâce aux variables collectées lors de l'enquête.

12. En théorie, les variables mobilisées pour conditionner l'appariement et susceptibles d'être affectées par la politique ne devraient pas être mesurées après la mise en place de celle-ci pour éviter tout problème d'endogénéité (Givord, 2010). En pratique, les questionnaires ont été conçus pour caractériser au mieux, de manière rétrospective, la situation des enquêtés lors de leur inscription à l'ANPE au deuxième trimestre 2005.

de formation reçue ; type d'employeur ; temps de travail ou métier exercé durant le contrat. La durée du contrat aidé est définie comme la durée totale du contrat, renouvellements éventuels compris ; elle est identifiée à partir de la confrontation des déclarations dans l'enquête et des données administratives<sup>13</sup>. La non prise en compte des renouvellements conduirait en effet à surestimer la fréquence des emplois aidés parmi les premiers emplois après un contrat aidé.

La mesure du chômage retenue pour l'évaluation combine également données administratives et déclarations des enquêtés. En effet, les demandeurs d'emploi ont pu déclarer un ou plusieurs épisodes d'emploi ou d'inactivité parallèlement à leur inscription sur les listes de l'ANPE<sup>14</sup>. L'appariement des données de l'enquête avec celles du fichier historique de l'ANPE permet d'identifier les épisodes d'emploi accompagnés d'une sortie des listes de demandeurs d'emploi. Est alors considéré comme une sortie du chômage tout emploi non aidé de trois mois ou plus déclaré dans le calendrier d'enquête, sans inscription parallèle sur les listes de l'ANPE.

### Caractéristiques des entrants et des contrats

Les publics recrutés dans les différents contrats étudiés sont relativement hétérogènes. En effet,

à l'exception de la perception de minima sociaux pour les CAV et les CI-RMA, les critères généraux d'éligibilité aux contrats aidés ne reposent pas sur des caractéristiques précises, même si des ciblage locaux ou ponctuels peuvent conduire à privilégier certaines catégories d'individus. Les agents du service public pour l'emploi et les employeurs disposent donc d'une certaine marge de manœuvre pour sélectionner les bénéficiaires. Or les attentes des employeurs s'avèrent très différentes dans les secteurs marchand et non-marchand. Ainsi, les bénéficiaires d'un contrat aidé du secteur non marchand sont généralement plus éloignés de l'emploi que les bénéficiaires d'un contrat aidé du secteur marchand. Par exemple, les salariés entrés en CAE et en CAV déclarent moins souvent avoir eu un parcours antérieur principalement marqué par l'emploi que les salariés recrutés en CIE ou en CI-RMA (tableau 2). Ils sont en revanche plus nombreux à enchaîner les contrats aidés : 18 % des bénéficiaires recrutés en CAE et 16 % de ceux recrutés en CAV sont déjà passés par un contrat aidé au cours des trois années précédant

13. Cette confrontation a permis de mieux appréhender la fin du contrat aidé, parfois mal identifiée dans l'enquête en cas de renouvellement ou de maintien chez l'employeur. Cf. deuxième article de ce dossier.

14. Cette divergence entre sources peut s'expliquer de différentes manières : recours à l'activité réduite, biais de mémoire ou perception du chômage par les enquêtés différente d'une inscription à l'ANPE.

Tableau 2  
Caractéristiques des demandeurs d'emploi éligibles aux contrats aidés

En %

	CAE	CAV	CIE	CI-RMA	Non-bénéf. éligibles aux CAE et CIE	Non-bénéf. éligibles aux CAV et CI-RMA
Âge lors de l'inscription à l'ANPE						
Moins de 26 ans	41	14	20	8	32	16
De 26 à 50 ans	49	79	64	85	58	71
Plus de 50 ans	10	7	16	7	10	13
Femme	77	58	46	44	50	45
Diplôme						
Inférieur au CAP-BEP	21	26	15	16	18	24
CAP-BEP	36	34	35	37	31	33
Niveau Bac	22	21	22	22	20	21
Supérieur au Bac	19	17	27	24	28	21
Sentiment d'avoir dû arrêter trop tôt ses études	55	63	54	58	52	57
Sentiment que l'école ou les études						
Vous ont aidé à réussir quelque chose dans la vie	57	51	63	63	61	57
Ne vous ont pas apporté grand chose	37	39	31	29	33	37
Vous ont gênées plus qu'autre chose	5	8	6	6	5	5 →

leur inscription à l'ANPE, contre 9 % des bénéficiaires recrutés en CIE et CI-RMA. De même, les premiers ont un niveau de formation plus souvent inférieur au CAP-BEP que leurs homologues du secteur marchand. Ils estiment également moins souvent que les études les ont aidés à réussir dans la vie.

Au sein de chaque secteur, les demandeurs d'emploi entrés dans un contrat aidé réservé aux allocataires de minima sociaux présentent des caractéristiques moins favorables au regard de l'insertion dans l'emploi. Leur parcours professionnel avant l'entrée en contrat aidé est plus fréquemment marqué par l'inactivité et le

Tableau 2 (suite)

	CAE	CAV	CIE	CI-RMA	Non-bénéf. éligibles aux CAE et CIE	Non-bénéf. éligibles aux CAV et CI-RMA
En %						
Parcours professionnel avant inscription à l'ANPE en 2005						
Toujours ou principalement en emploi	39	28	58	48	59	47
Alternance emploi, chômage, inactivité	29	39	26	30	19	27
Toujours ou principalement au chômage	13	18	9	17	9	16
Toujours ou principalement inactif	19	14	8	5	13	10
Passage en contrat aidé entre 2002 et 2005	18	16	9	8	7	10
Emploi en parallèle de l'inscription à l'ANPE au printemps 2005	21	13	24	13	30	20
Santé en 2005						
Très bonne santé	37	32	33	36	38	27
Assez bonne santé	39	37	39	36	38	33
Assez mauvaise santé	15	17	17	18	16	24
Très mauvaise santé	9	13	9	9	8	11
Situation professionnelle fin 2009						
En emploi non subventionné	49	29	67	55	61	50
En emploi subventionné	9	13	3	4	3	4
Au chômage	32	48	22	35	24	36
Autre	11	11	8	6	13	11
Situation financière fin 2009						
À l'aise / ça va	20	18	29	20	29	20
C'est juste, il faut faire attention	60	62	58	58	58	57
Vous ne pouvez pas y arriver sans faire de dettes	10	11	8	13	8	14
Vous ne pouvez même plus payer vos dettes	6	8	6	8	6	9
Évolution du niveau de vie entre 2005 et 2009						
Amélioration	28	26	29	28	29	26
Maintien	37	32	35	30	33	33
Détérioration	34	40	36	41	38	41
Dégradation de l'état de santé entre 2005 et 2009	24	29	28	28	24	34
Tutorat/formation durant le contrat aidé	54	64	37	45	-	-
Proportion de contrats aidés en CDI	0	0	81	38	-	-
Proportion de contrats aidés à temps partiel**	78	91	25	33	-	-
En mois						
Durée effective moyenne du contrat aidé	14	18	11	11	-	-
Durée moyenne avant entrée en contrat aidé	11	15	9	16	-	-

\* Situation déclarée dans l'enquête indépendamment d'une éventuelle inscription à l'ANPE.

\*\* La durée de travail peut varier durant le contrat sous réserve qu'elle ne dépasse pas en moyenne le seuil légal, ce qui peut expliquer que certains salariés en CAV se soient déclarés à temps plein.

Note : le total des modalités n'est pas toujours égal à 100 en raison de la non-réponse et des arrondis. Les résultats ont été pondérés pour être représentatifs de l'ensemble des éligibles, d'où des différences de caractéristiques parfois importantes entre bénéficiaires et non-bénéficiaires malgré un échantillonnage stratifié.

Lecture : 41 % des bénéficiaires de CAE ont moins de 26 ans.

Champ : demandeurs d'emploi qui se sont inscrits à l'ANPE au 2<sup>e</sup> trimestre 2005 en France métropolitaine.

Source : Dares, Panel 2008 ; Pôle emploi, Fichier Historique ; ASP, base des conventions individuelles d'embauches en contrat aidé.

chômage que celui des bénéficiaires de CIE et de CAE. Ils ont également plus souvent le sentiment d'avoir dû arrêter trop tôt leurs études, en lien avec un parcours plus difficile sur le marché du travail. Les bénéficiaires de CAV se déclarent également plus souvent en mauvaise santé que ceux de CAE. Les jeunes étant peu représentés parmi les allocataires de minima sociaux, leur part est plus faible parmi les bénéficiaires de CAV et CI-RMA. Ceci s'explique également par un ciblage spécifique du CAE et du CIE sur les jeunes durant la période considérée.

Le tableau 2 permet une première comparaison des populations de bénéficiaires et de non-bénéficiaires éligibles<sup>15</sup>. Lors de leur interrogation fin 2009, les bénéficiaires de CAE et de CAV se déclarent moins souvent en emploi non subventionné que les non-bénéficiaires éligibles à chacun de ces contrats, à l'inverse des bénéficiaires de CIE et CI-RMA. Dans le secteur non marchand, les non-bénéficiaires se déclarent également plus souvent à l'aise financièrement que les bénéficiaires. Les résultats sont plus contrastés pour le niveau de santé. Néanmoins, les différences de caractéristiques observables entre bénéficiaires et non-bénéficiaires de contrats aidés ne sont pas négligeables. Ainsi, les non-bénéficiaires éligibles aux CAE et CIE déclarent plus souvent avoir été toujours ou principalement en emploi au cours de leur parcours professionnel antérieur que les salariés recrutés en CIE et en CAE. Les non-bénéficiaires sont sensiblement moins nombreux à mentionner un passage en contrat aidé au cours des trois années précédant leur inscription à l'ANPE (en particulier dans le secteur non marchand) : environ 8 % d'entre eux déclarent avoir bénéficié d'un contrat aidé entre 2002 et 2005, contre 15 % des bénéficiaires. Ils occupaient plus souvent un emploi en parallèle de leur inscription à l'ANPE au printemps 2005 : près de 30 % déclarent avoir travaillé au moment de cette inscription (20 % sur le sous-champ des non-bénéficiaires éligibles aux contrats aidés réservés aux allocataires de minima sociaux), alors que cette situation concernait 22 % des bénéficiaires de CAE et CIE et 13 % des bénéficiaires de CAV et CI-RMA. Ils étaient ainsi moins disponibles pour entrer en contrat aidé que les bénéficiaires. Cette meilleure insertion des non-bénéficiaires sur le marché du travail est à mettre en relation avec un niveau de formation généralement plus élevé que celui des bénéficiaires : 17 % à 26 % des bénéficiaires ont un diplôme supérieur au baccalauréat, contre 27 % des demandeurs d'emploi non recrutés en contrat aidé. Il est donc nécessaire d'affiner l'analyse pour mieux

prendre en compte le profil spécifique des bénéficiaires de contrat aidé.

Les caractéristiques des contrats proposés sont susceptibles de varier d'un type de contrat à l'autre, mais également au sein d'un même dispositif. Si la durée effective moyenne des contrats aidés est plus longue dans le secteur non marchand, où les renouvellements de convention sont plus fréquents et les durées maximales prévues par la loi plus longues, cette durée moyenne masque une grande diversité de situations au sein de chaque contrat (figure II). Dans le secteur marchand, la distinction entre contrats se fait autant par leur nature (CDD, CDI) que par leur durée : 38 % des CI-RMA et 81 % des CIE sont signés à durée indéterminée. La durée de travail varie également selon les contrats, avec une proportion plus grande de contrats à temps partiel dans le secteur non marchand. Enfin, le suivi des salariés diffère sensiblement selon le type de contrat (avec un suivi renforcé dans le secteur non marchand), mais également selon les employeurs ou le secteur d'activité.

### **Adaptation des méthodes standards d'appariement**

L'utilisation de données d'enquête pour évaluer la performance d'un programme s'avère très utile car les informations recueillies sont plus riches que celles disponibles dans les sources administratives. Elle nécessite cependant que les méthodes d'évaluation soient adaptées pour tenir compte du protocole d'enquête, que ce soit du fait de la taille et de la définition des échantillons – qui conditionnent en partie le choix de la méthode retenue – ou du fait de la prise en compte des pondérations – nécessaire à la généralisation des résultats à l'ensemble de la population.

#### *Adaptation des méthodes d'appariement à la variabilité des dates d'entrée en contrat aidé*

Dans le cadre théorique standard des méthodes par appariement, le dispositif étudié est supposé intervenir à une date donnée. Or la signature d'un contrat aidé peut avoir lieu à différents moments de l'épisode de chômage

15. Les résultats présentés dans le tableau 2 ont été pondérés pour être représentatifs de l'ensemble des personnes qui se sont inscrites à l'ANPE au deuxième trimestre 2005 et entrées (resp. non entrées) en contrat aidé entre avril 2005 et avril 2007 pour les bénéficiaires (resp. non-bénéficiaires).

du demandeur d'emploi. Étant donnée la large fenêtre d'entrée en contrat aidé retenue dans le protocole d'enquête (d'une durée de deux ans), les bénéficiaires des différents contrats aidés ne sont pas tous entrés en dispositif au même moment durant leur épisode de chômage, ni pour une même durée : certains demandeurs d'emploi y sont entrés tardivement tandis que d'autres y sont au contraire entrés très rapidement<sup>16</sup>. Se pose alors la question de la définition pertinente des témoins et, plus généralement, de la date à partir de laquelle comparer les trajectoires des bénéficiaires et de leurs témoins.

En présence de variabilité des dates d'entrée en dispositif, la définition d'un bon témoin n'est pas évidente. Imposer le non recrutement en contrat aidé pendant deux ans permet d'assurer la présence dans l'échantillon d'éligibles non bénéficiaires tout au long de la période d'entrée en contrat aidé des bénéficiaires. Cela revient néanmoins à modifier la structure de la population des témoins potentiels : les individus qui ont trouvé un emploi rapidement – et dont

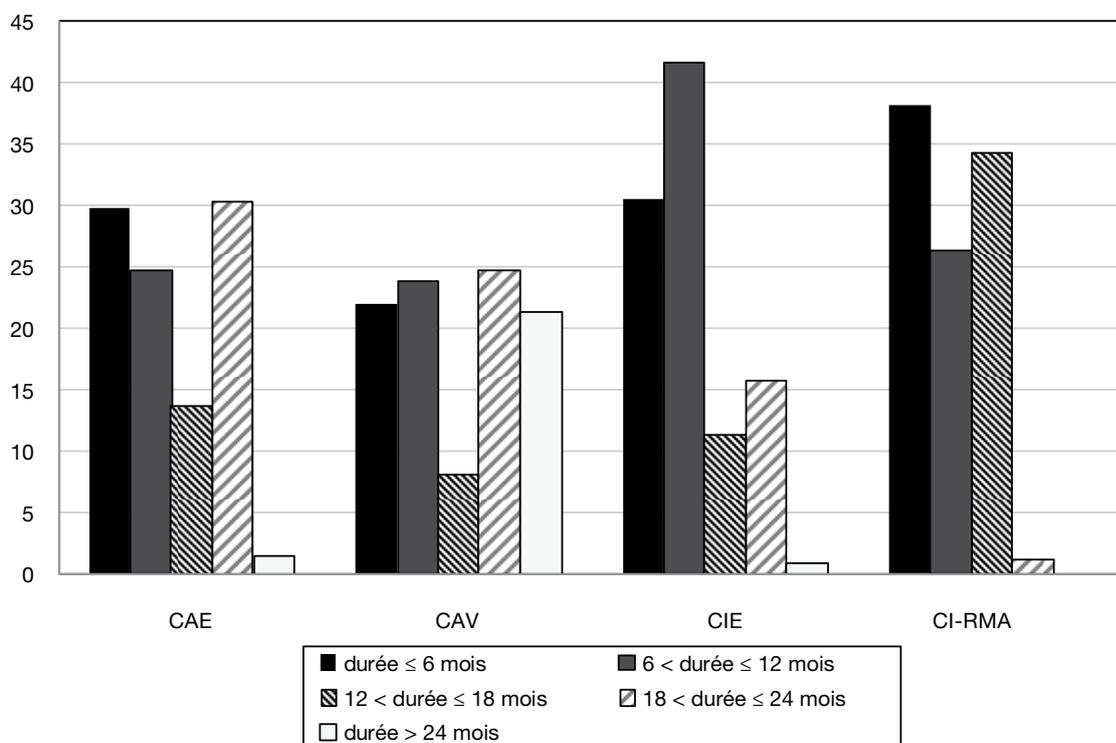
l'épisode de chômage est court – sont davantage susceptibles de se trouver dans le groupe des non-bénéficiaires, ce qui risque de minimiser l'effet du dispositif sur le retour à l'emploi (encadré 2). Afin de limiter le biais associé à des durées de chômage trop courtes parmi les témoins, un bénéficiaire ne peut être comparé qu'à des non-bénéficiaires encore au chômage au moment de son entrée en contrat aidé<sup>17</sup>. Cette condition implique de mesurer la proximité des

16. Cette variabilité des dates d'entrée peut s'expliquer en partie par les caractéristiques des demandeurs d'emploi ou encore l'offre de contrats aidés de la part du service public de l'emploi. La fenêtre d'observation dans le panel coïncide avec la montée en charge des contrats du Plan de cohésion sociale. Celle-ci a été notamment plus lente pour les contrats réservés aux allocataires de minima sociaux, affectant les rythmes d'entrée observés dans l'enquête. On s'intéresse ici au premier contrat aidé observé sur la période du deuxième trimestre 2005 au deuxième trimestre 2007.

17. Cette condition ne permet toutefois pas de corriger entièrement le biais car la durée de chômage résiduelle après l'entrée en dispositif demeure plus élevée pour les témoins que les bénéficiaires. L'effet estimé est donc sous-estimé. Une solution consiste à autoriser les futurs bénéficiaires à servir de témoin aux bénéficiaires entrés en contrat aidé à une date donnée. Cette approche est présentée pour le CIE et le CAE dans la dernière partie.

Figure II  
Répartition des contrats aidés selon leur durée, par type de contrat

En %



Lecture : 30 % des bénéficiaires de CAE enquêtés dans le Panel 2008 sont restés au plus 6 mois dans leur contrat aidé de référence. Champ : demandeurs d'emploi qui se sont inscrits à l'ANPE au 2<sup>e</sup> trimestre 2005 en France métropolitaine et entrés en contrat aidé entre cette date et le 2<sup>e</sup> trimestre 2007

Source : Dares, Panel 2008 ; ASP, base des conventions individuelles d'embauches en contrat aidé.

individus dans le temps. Le score de propension est donc estimé par un modèle de durée en temps discret, de manière à prendre en compte mois par mois la situation des enquêtés sur le marché du travail depuis leur inscription à l'ANPE (cf. annexe 3).

Pour évaluer l'effet du passage en dispositif, l'approche la plus couramment utilisée consiste

à se placer au début du contrat aidé et à comparer à partir de cette date le devenir des bénéficiaires et des témoins (Sianesi, 2004 ; Lalive, van Ours et Zweimüller, 2008). L'agent du service public de l'emploi, qui cherche à savoir s'il doit placer l'individu en contrat aidé à une date donnée, sera en effet intéressé par l'impact du passage en contrat aidé sur la trajectoire de ce bénéficiaire s'il n'était pas entré en contrat aidé

## Encadré 2

### PRÉSENTATION DU BIAIS DE SÉLECTION DYNAMIQUE

La variabilité des dates d'entrée en contrat aidé soulève la question de la définition adéquate des témoins et, plus généralement, celle des conditions de validité des méthodes d'évaluation par appariement. Cette variabilité reflète en effet une composante aléatoire dans la date de recrutement : entrent en contrat aidé les personnes qui n'ont pas eu la chance d'obtenir un emploi rapidement. L'entrée en dispositif n'est donc pas indépendante de l'insertion professionnelle.

Formellement, soit  $U^0$  la durée passée au chômage en l'absence de contrat aidé,  $D$  la durée avant le début du contrat aidé, et  $(T = 1)$  la réalisation du dispositif, on observe la durée de chômage :

$$U = \begin{cases} U^0 & \text{pour les non-bénéficiaires} \\ d + U_1^d(T = 1) & \text{pour les bénéficiaires à la date } D = d \end{cases}$$

où  $U_1^d(T = 1)$  désigne la durée de chômage résiduelle après l'entrée en contrat aidé (ce dernier étant assimilé à une poursuite de l'épisode de chômage). Le problème standard de l'évaluation vient de ce que l'on n'observe pas la durée de chômage résiduelle  $U_0^d(T = 1)$  que les bénéficiaires auraient connue s'ils n'étaient pas entrés en contrat aidé. Dans le cadre classique, on aurait exploité la relation :

$$\begin{aligned} & E(U_1^d | T = 1, X) - E(U_0^d | T = 0, X) \\ & = E(U_1^d | T = 1, X) - E(U_0^d | T = 1, X) \end{aligned}$$

La spécificité du cadre dynamique tient au fait que la date d'entrée en dispositif fait défaut pour les témoins : seule la durée  $U^0$  est observée et non  $U_0^d(T = 0)$  (Fredriksson et Johansson, 2008). Or une analyse basée sur la seule observation  $U^0$  se heurte à un processus de sélection dynamique. En effet, le dispositif n'est observé que pour les individus restés assez longtemps au chômage pour y entrer :  $T = 1(U^0 > D)$ . L'échantillon des témoins est alors biaisé en faveur d'épisodes de chômage plus courts. Or on s'intéresse précisément à l'effet du dispositif sur la sortie de chômage, et plus généralement sur la trajectoire professionnelle : l'hypothèse d'indépendance conditionnelle n'est donc pas vérifiée. Par conséquent, l'effet du dispositif sur l'emploi risque d'être minoré. Ceci est

d'autant plus vrai que la fenêtre imposée pour la définition des non-bénéficiaires est large.

Dans un premier temps, l'introduction d'une contrainte supplémentaire dans l'appariement permet de minimiser le biais de sélection sur les témoins : l'appariement repose alors sur une condition de proximité à la fois sur le score de propension et sur la durée passée au chômage avant d'entrer dans le dispositif, ce qui impose que les témoins soient encore au chômage au moment de l'entrée en contrat aidé du bénéficiaire auquel ils sont appariés. Cette condition supplémentaire suppose de pouvoir capter au mieux la dynamique de l'entrée en contrat aidé.

Le score de propension est donc estimé par un modèle de durée (cf. annexe 3) : on s'intéresse à la probabilité d'entrer en contrat aidé à chaque date, conditionnellement au temps passé au chômage (fonction de hasard). On fait l'hypothèse que cette probabilité instantanée peut se décomposer en une composante dépendant du temps, commune à tous les individus (le hasard de base), et une composante captant l'effet des caractéristiques individuelles  $X$ , et peut s'écrire sous la forme :

$$h(d) = h_0(d) \exp(x_i \beta)$$

où  $h_0(d)$  désigne le hasard de base en fonction du temps. En présence de données discrètes, une modélisation semi-paramétrique de type *log-log* complémentaire (*cloglog*) a été retenue, équivalente au modèle de Cox utilisé en temps continu. Le score est alors défini comme  $x_i \beta$ .

Cette approche, bien que limitant le biais de sélection dynamique, ne permet cependant pas de garantir l'indépendance conditionnelle car la sélection des témoins repose sur leur trajectoire professionnelle future. Une solution consiste à définir les témoins comme l'ensemble des demandeurs d'emploi non encore recrutés en contrat aidé à la date d'entrée en dispositif des bénéficiaires auxquels ils sont appariés, en prenant en compte leur trajectoire tant qu'ils demeurent non-bénéficiaires (afin d'éviter tout biais de contamination). Cette approche, très exigeante quant à la taille des échantillons, est présentée pour le CAE et le CIE en test de robustesse (dernière section).

à cette date. Comparer les trajectoires à partir de la date de placement en contrat aidé permet par ailleurs d'intégrer dans l'évaluation le caractère endogène de la durée effective de ce contrat. Les bénéficiaires sont en effet supposés continuer de chercher un emploi « régulier » durant leur contrat aidé<sup>18</sup>, notamment lorsque celui-ci est signé à durée déterminée : l'intensité de leur recherche détermine alors en partie leurs chances de rompre leur contrat aidé pour prendre un emploi non aidé.

Mesurer l'effet du passage en contrat aidé depuis le début de celui-ci implique néanmoins de tenir compte, lors de l'interprétation des résultats, de l'effet négatif d'enfermement observé durant la période du contrat aidé : la baisse d'intensité des recherches d'emploi se traduit mécaniquement par une probabilité plus faible de trouver un emploi régulier durant cette période. Dans le cas de contrats aidés à durée indéterminée, la période d'enfermement peut être considérée comme relativement exogène dans le sens où les bénéficiaires sont supposés finir leur contrat aidé et ont donc moins de chances de commencer un nouvel emploi avant la fin prévue de celui-ci. Les ruptures de contrat aidé signé sous CDI sont toutefois fréquentes même si elles découlent moins souvent de l'obtention d'un autre emploi.

#### *Prise en compte des pondérations*

L'appariement devant être mis en œuvre sur des données d'enquête, la méthode classique doit être adaptée afin d'intégrer les pondérations (Frölich, 2007 ; Davezies et d'Haultfœuille, 2009). Pour généraliser à l'ensemble de la population les résultats observés sur l'échantillon, il est nécessaire de tenir compte du plan de sondage, de la non-réponse ainsi que de l'attrition entre les deux vagues d'interrogation du panel (cf. annexe 2).

Les pondérations interviennent à différentes étapes de l'estimation de l'effet du dispositif (encadré 3). Tout d'abord, les bénéficiaires ayant été surreprésentés dans l'échantillon par rapport à leur fréquence dans la population des éligibles, l'estimation du score de propension doit être pondérée. En effet, cette stratification, dite endogène (*choice based sampling*) – utilisée lors de l'étude d'événements rares pour éviter des coûts d'enquête démesurés<sup>19</sup> – conduit à un échantillon non représentatif de la population d'éligibles, car sélectionnés selon le critère étudié. Dans ce cas, une estimation non

pondérée fournit des résultats biaisés (Manski et Lerman, 1977)<sup>20</sup>. L'appariement sur la base de ces scores requiert également le recours aux pondérations : contrairement à un appariement sur le plus proche voisin, l'estimation du contrefactuel par agrégation de l'ensemble des non-bénéficiaires éligibles nécessite de prendre en compte les pondérations de ces derniers, et ce d'autant plus qu'ils ont été échantillonnés selon un plan de sondage stratifié (voir le premier article de ce dossier).

La moyenne des effets individuels estimés sur les bénéficiaires doit ensuite être pondérée pour intégrer la correction de la non-réponse et de l'attrition. En effet, cette moyenne dépend de la distribution des caractéristiques dans l'échantillon des bénéficiaires. Supposons que la probabilité de répondre à l'enquête diminue avec le niveau de formation : les personnes peu diplômées seront davantage représentées dans l'échantillon. Sous l'hypothèse d'un effet du dispositif plus faible pour les plus diplômés, une moyenne non pondérée sur-estimera l'effet moyen du dispositif. En donnant plus de poids aux individus diplômés présents dans l'enquête, la moyenne pondérée conduit à des résultats non biaisés.

Enfin, la non-réponse comporte une composante aléatoire qu'il est important de prendre en compte dans le calcul de la précision de l'estimation. Les écarts-types sont ici calculés par *bootstrap*, technique qui consiste à approcher la distribution de l'estimateur de manière empirique par ré-échantillonnages successifs. La méthode retenue se distingue de la méthode classique par l'aléa sur la taille de l'échantillon : plutôt que de tirer avec remise des échantillons de taille fixe, Davezies et D'Haultfœuille (2009) préconisent de tirer des échantillons de taille variable.

18. En particulier, les salariés ont légalement la possibilité de rompre leur contrat avant terme et sans préavis s'ils trouvent un emploi durable ou une formation qualifiante.

19. Un peu plus de 6 % des demandeurs d'emploi qui se sont inscrits à l'ANPE au deuxième trimestre 2005 ont été recrutés en contrat aidé entre avril 2005 et juin 2007. Pour limiter la taille des échantillons tout en assurant suffisamment d'observations pour une estimation précise, l'approche retenue a consisté à stratifier la base de sondage par populations (quatre populations de bénéficiaires et deux populations de non-bénéficiaires éligibles). Un échantillonnage aléatoire aurait en effet conduit soit à de faibles effectifs de bénéficiaires de contrat aidé, soit à des coûts démesurés de collecte pour recueillir in fine beaucoup d'informations sur des individus non concernés par le dispositif.

20. Heckman et Todd (2005) ont néanmoins montré qu'apparier sur les odds ratios permettait d'obtenir des estimateurs valides en l'absence de pondérations.

## Les déterminants de l'entrée en contrat aidé

L'entrée en contrat aidé d'un demandeur d'emploi résulte à la fois d'une prescription par le service public de l'emploi, d'un choix du demandeur d'emploi et d'une sélection par l'employeur. Du point de vue du bénéficiaire, les données du *Panel 2008* suggèrent que l'entrée en contrat aidé résulte majoritairement d'un choix par défaut (Benoteau, 2014). Un tiers des bénéficiaires déclarent avoir signé

leur contrat aidé principalement pour « ne pas rester sans rien faire » : en effet, 86 % des bénéficiaires n'avaient pas eu d'autres propositions d'embauche au moment de leur entrée en contrat aidé. L'aspect financier est également fréquemment évoqué, en particulier dans le secteur non marchand. Toutefois, pour environ un cinquième des bénéficiaires dans le secteur non marchand et un quart dans le secteur marchand, l'emploi proposé correspondait à ce qu'ils recherchaient. Ces différences de motivation sont en partie influencées par le profil des demandeurs d'emploi et leur parcours professionnel.

### Encadré 3

#### PONDÉRATIONS ET TECHNIQUES D'APPARIEMENT

Pour mettre en œuvre une estimation par appariement à partir de données d'enquête, les pondérations – notées  $w_i$  – doivent intervenir à différentes étapes (Frölich, 2007). Dans le cas particulier du Panel 2008, elles interviennent de la manière suivante :

1. L'estimation du score de propension doit d'abord être réalisée sur données pondérées afin que l'équation de sélection soit représentative de l'ensemble des éligibles. Les coefficients sont donc obtenus par maximisation de la pseudo-vraisemblance suivante :

$$L(d_i | x_i, \beta) = \prod_i [h(d_i | x_i, \beta)]^{w_i(1-c_i)} [S(d_i | x_i, \beta)]^{w_i}$$

où  $h$  désigne la fonction de risque instantané associée à la variable  $d$  de durée passée au chômage avant entrée en dispositif,  $S$  la fonction de survie et  $c$  l'indicatrice de censure (annexe 3).

2. L'estimation par noyau du contrefactuel  $Y_{i0}$  de chaque bénéficiaire  $i$  doit également inclure les pondérations du groupe de témoins, et s'écrit :

$$Y_{i0} = \frac{\sum_{E_0(u_k > u_i)} w_k \cdot K\left(\frac{\|p_i - p_k\|}{h}\right) \cdot Y_k}{\sum_{E_0(u_k > u_i)} w_k \cdot K\left(\frac{\|p_i - p_k\|}{h}\right)}$$

avec  $E_0(u_k > u_i)$  l'ensemble des non-bénéficiaires dont la durée de chômage  $u_k$  est supérieure celle du bénéficiaire  $i$  – formant le groupe des témoins –,  $p_i$  le score du bénéficiaire  $i$ ,  $p_k$  celui du témoin  $k$ ,  $w_k$  le poids du témoin  $k$ ,  $h$  la fenêtre d'estimation, et  $K$  la fonction noyau.

3. Les pondérations interviennent ensuite pour estimer l'effet du dispositif. En présence de données pondérées, l'effet moyen du dispositif ( $\Delta$ ) est calculé comme une moyenne pondérée des effets individuels sur les bénéficiaires :

$$\Delta = \frac{\sum_{E_1} w_i \cdot (Y_{i1} - Y_{i0})}{\sum_{E_1} w_i}$$

où  $E_1$  désigne le groupe de bénéficiaires,  $Y_{i1}$  la variable de résultat observée pour le bénéficiaire  $i$ , et  $Y_{i0}$  la variable de résultat contrefactuelle de ce même bénéficiaire estimée à l'étape 2. Ainsi, les poids intervenant dans l'estimation de  $\Delta$  résultent *in fine* de la combinaison des poids d'échantillonnage – corrigés de la non-réponse et de l'attrition – et des poids  $K(\|p_i - p_k\|/h)$  générés par l'estimateur à noyau.

L'écart-type de l'effet de la mesure est généralement calculé par *bootstrap*. Il s'agit de répliquer les échantillons des bénéficiaires et des témoins. Pour calculer l'écart-type dans le cas de données pondérées, il est nécessaire de prendre en compte dans l'algorithme la variabilité créée par le caractère aléatoire de la non-réponse dans l'échantillon (Davezies et D'Haultfœuille, 2009). Plutôt que de tirer avec remise des échantillons de taille fixe, il est préconisé de tirer des échantillons de taille variable : pour chaque réplication, la taille  $n_{b1}$  (resp.  $n_{b0}$ ) de l'échantillon de bénéficiaires (resp. de non-bénéficiaires) est déterminée par tirage dans une loi binomiale  $B(N_1, n_1 / N_1)$  (resp.  $B(N_0, n_0 / N_0)$ ), où  $N_1$  ( $N_0$ ) désigne la taille de la population totale des bénéficiaires (resp. des non-bénéficiaires), et  $n_1$  (resp.  $n_0$ ) le nombre de bénéficiaires (resp. non-bénéficiaires) répondants dans l'échantillon. Il s'agit ensuite d'un tirage aléatoire simple avec remise d'un échantillon de bénéficiaires de taille  $n_{b1}$  d'une part, et d'un échantillon de non-bénéficiaires de taille  $n_{b0}$  d'autre part.

Pour chacun de ces tirages, les poids devraient être recalculés en appliquant comme pondération le nombre de fois où chaque individu a été tiré : le nouveau jeu de pondérations serait alors mobilisé à chaque itération pour le recalcul du score, de manière à capter l'incertitude associée à l'estimation du score de propension. Cette dernière étape n'est pas mise en œuvre en raison de la lourdeur des calculs qu'elle implique.

Les données disponibles permettent de tenir compte de nombreux facteurs susceptibles d'intervenir dans le processus de sélection des bénéficiaires : les données sur les caractéristiques individuelles et le parcours du demandeur d'emploi ainsi que les données de contexte local (comme le taux de chômage départemental) permettent de rendre compte de l'éligibilité des demandeurs d'emploi au programme, ainsi que d'une éventuelle sélection par le conseiller de l'ANPE ; les variables d'enquête telles que l'objectif avant l'inscription à l'ANPE au deuxième trimestre 2005, les freins à la recherche d'emploi, le type d'emploi recherché ou encore l'état de santé, permettent quant à elles de rendre compte de l'auto-sélection du demandeur d'emploi. Les motivations des employeurs ne sont en revanche pas observées. Étant donnée l'hétérogénéité des publics recrutés au sein de chaque dispositif, l'évaluation est menée par type de contrat.

### Présentation de l'équation de sélection

Les résultats détaillés de l'estimation de la probabilité d'entrée en contrat aidé sont donnés en annexe 4. Cette équation de sélection sert avant tout à corriger les biais et ne vise pas à modéliser précisément les facteurs explicatifs de l'entrée en contrat aidé. Certains résultats intéressants peuvent néanmoins être mis en évidence. Tout d'abord, l'entrée en contrat aidé est liée à des facteurs de contexte, qui ne dépendent pas des individus, comme l'offre régionale de contrats aidés ou la conjoncture du marché local de l'emploi. Néanmoins, ces éléments de contexte n'expliquent pas à eux seuls le processus d'entrée en contrat aidé.

Dans le secteur non marchand, à autres caractéristiques comparables des demandeurs d'emploi éligibles, être une femme augmente la probabilité d'entrer en contrat aidé, en lien avec des emplois souvent plus « féminins » dans ce secteur (comme les services à la personne et à la collectivité). Avoir un handicap reconnu administrativement joue également positivement sur la probabilité d'entrer en CAE et en CIE, contrats non réservés aux allocataires de minima sociaux. Les travailleurs handicapés sont en effet souvent ciblés par les pouvoirs publics (avec un taux de prise en charge spécifique), ce qui peut inciter les agents de l'ANPE à proposer en priorité des contrats aidés à ces travailleurs, et les employeurs à les recruter plus souvent. Globalement, l'accès aux contrats aidés est plus fréquent lorsque les conditions de vie des personnes sont modestes : ne pas payer l'impôt sur le revenu

joue positivement sur la probabilité instantanée d'entrer dans l'un des quatre dispositifs. Le fait de percevoir un minimum social joue négativement sur l'entrée en CIE et CAE, ces personnes pouvant être orientées vers les contrats réservés aux allocataires de minima sociaux. La présence de personnes dépendantes à charge (non intégrée dans le calcul des minima sociaux) diminue en revanche la probabilité instantanée d'entrer en CI-RMA. Les demandeurs d'emploi dont les deux parents sont d'origine extra-européenne ont globalement moins de chances de bénéficier d'un contrat aidé, notamment dans le secteur marchand. Il est possible que ces derniers aient une moins bonne connaissance de ces dispositifs. En revanche, toutes choses égales par ailleurs, les variables de littératie jouent peu sur l'accès à un contrat aidé, leur effet étant probablement capté par d'autres variables comme l'origine et le diplôme. Les éligibles ayant le sentiment que « les études les ont aidés à réussir quelque chose dans la vie » entrent néanmoins plus souvent dans les contrats réservés aux allocataires de minima sociaux.

Le parcours professionnel antérieur est particulièrement important pour appréhender le lien que les demandeurs d'emploi entretiennent avec le marché du travail et pour expliquer leur devenir professionnel (Crépon et Kamionka, 2006). Quel que soit le contrat aidé considéré, la probabilité d'y entrer est plus forte pour les éligibles ayant été inscrits plusieurs mois au chômage au cours des 12 mois précédant leur inscription à l'ANPE au printemps 2005. Elle est également plus forte pour les individus dont l'objectif principal au moment de l'inscription à l'ANPE était de « travailler à tout prix », tout comme pour ceux qui recherchaient un CDI à temps plein plutôt qu'un CDD. Sauf dans le cas du CI-RMA, avoir déjà bénéficié d'un contrat aidé sur la période 2002-2005 favorise également l'entrée en contrat aidé : le fait que la probabilité instantanée d'entrer en CAE soit quasiment doublée dans ce cas confirme l'hypothèse d'une certaine récurrence en contrat aidé, en particulier dans le secteur non-marchand. Avoir eu un parcours heurté sur le marché du travail (alternance de périodes courtes d'emploi et de chômage) ou être resté principalement au chômage ou inactif augmente les chances d'accès à un contrat du secteur non marchand par rapport au fait d'avoir été principalement en emploi. Les facteurs témoignant de conditions de vie plus défavorables ou d'un certain éloignement du marché du travail semblent donc faciliter l'accès à un contrat aidé du secteur non marchand. *A contrario*, l'absence de permis de

conduire ou de connexion internet joue négativement sur la probabilité d'entrer en contrat aidé marchand, suggérant l'importance de la mobilité dans le recrutement dans ces contrats. Quel que soit le secteur considéré, les demandeurs d'emploi témoignant d'une plus grande insatisfaction sur les contrats proposés lors de leur recherche d'emploi sont moins souvent recrutés sur les contrats aidés réservés aux allocataires de minima sociaux.

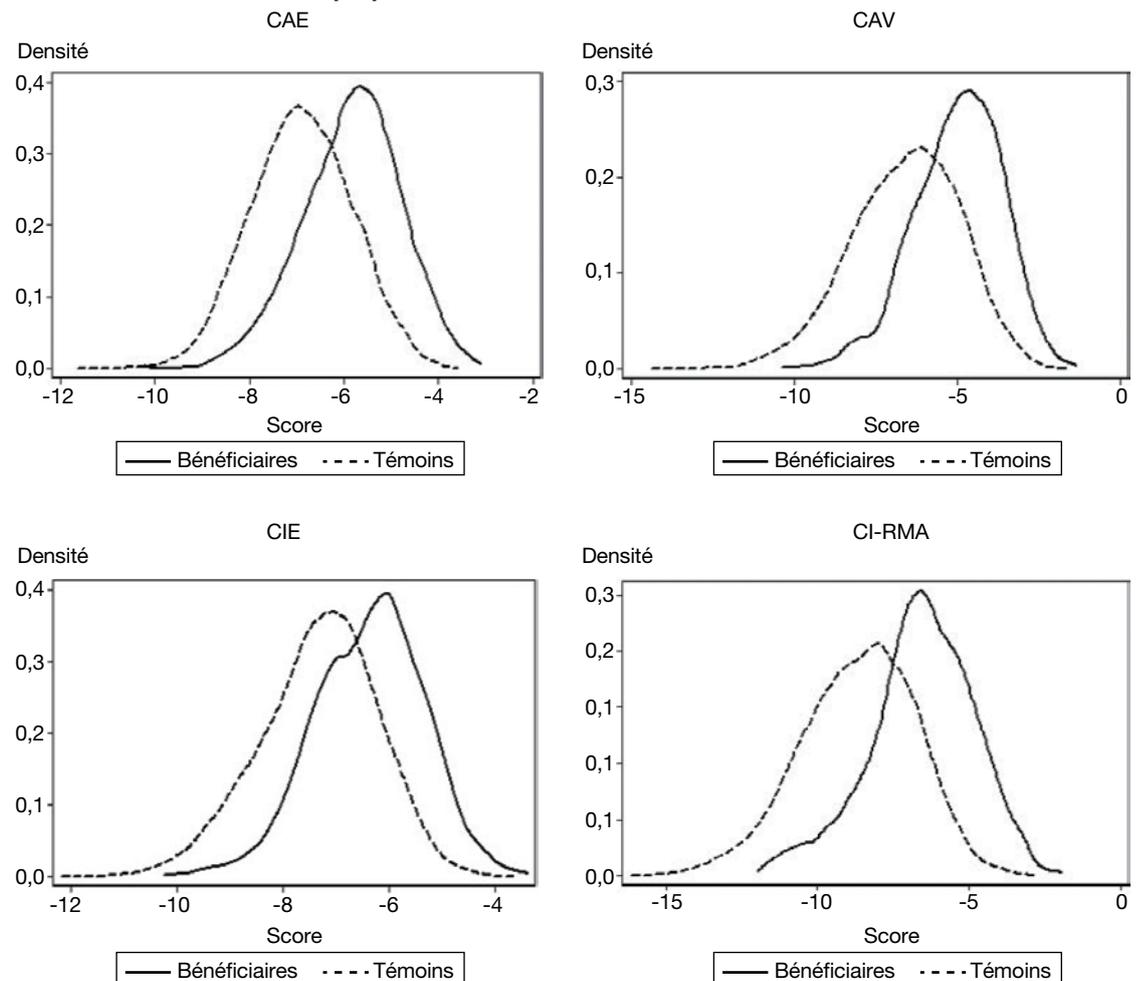
### Propriétés du score de propension

La qualité de l'estimation du score de propension détermine en grande partie la validité des résultats de l'évaluation *via* la crédibilité de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle. Deux critères importants permettent de juger de

la qualité des estimations : l'obtention d'échantillons comparables (« équilibrés ») du point de vue de la distribution des variables observables conditionnellement au score estimé (cf. annexe 5), ainsi que l'existence d'un support commun. La figure III représente les distributions des scores de propension des bénéficiaires et des non-bénéficiaires par type de contrat : on se trouve dans le cas favorable d'un support commun de taille satisfaisante. Cette propriété reste vérifiée conditionnellement à la date d'entrée en contrat aidé : peu de bénéficiaires ne peuvent être appariés.

Le fait que l'offre de contrats aidés soit contrainte par le montant de l'enveloppe financière allouée à ces dispositifs garantit l'existence de non-bénéficiaires qui auraient pu bénéficier de contrats aidés au regard de leurs caractéristiques.

Figure III  
Distributions des scores de propension



Lecture : les distributions des probabilités d'entrée en dispositif sont proches entre bénéficiaires et témoins, ce qui garantit un large support commun et un appariement de qualité.

Champ : demandeurs d'emploi qui se sont inscrits à l'ANPE au 2<sup>e</sup> trimestre 2005 en France métropolitaine.

Sources : Dares, Panel 2008 ; Pôle emploi, Fichier Historique ; ASP, base des conventions individuelles d'embauches en contrat aidé.

En outre, la non-entrée en dispositif de ces derniers semble bien plus liée à une absence de proposition de la part du service public de l'emploi qu'à un refus de leur part ou à une moindre connaissance des dispositifs, et notamment des critères d'éligibilité : seuls 5 % d'entre eux ont reçu une ou plusieurs propositions d'embauche en contrat aidé entre le deuxième trimestre 2005 et le deuxième trimestre 2007<sup>21</sup>. Les demandeurs d'emploi non entrés en contrat aidé étaient en effet moins soutenus par l'ANPE dans leurs recherches d'emploi (Benoteau, 2014). De manière générale, le regard porté sur les contrats aidés est plutôt favorable : 67 % des enquêtés considèrent qu'un contrat aidé permet de retrouver un emploi ordinaire non aidé. En outre, 79 % des bénéficiaires et 73 % des non-bénéficiaires accepteraient un contrat aidé au moment de l'interrogation s'ils étaient au chômage (cf. deuxième article de ce dossier).

## Principaux résultats de l'évaluation

Les différences de logique sous-jacente à l'utilisation des contrats aidés marchands et non marchands nécessitent de mener des analyses spécifiques par secteur. Dans le secteur non marchand, les CAE et CAV correspondent à des créations d'emploi public temporaire : la demande de contrats aidés s'ajuste à l'offre, principalement déterminée par des enjeux budgétaires. En revanche, dans le secteur marchand, où les employeurs interviennent sur des marchés plus concurrentiels, la logique qui prévaut est celle de la subvention à l'embauche. Ces deux logiques se traduisent par une sensible différence de ciblage : le public visé par les contrats aidés dans le secteur

non marchand est beaucoup plus éloigné du marché du travail qu'il ne l'est dans le secteur marchand. Les résultats ne sont donc pas directement comparables entre secteurs marchand et non marchand : il n'y a en effet aucune raison de supposer *a priori* que l'effet du passage en contrat aidé est identique pour tous les profils de salariés.

Dans le *Panel 2008*, compte tenu de l'étalement des dates d'entrée en contrat aidé (entre le printemps 2005 et le printemps 2007) et des dates d'enquête (fin 2009 / début 2010 pour la deuxième interrogation), la fenêtre d'observation après l'entrée en contrat aidé varie d'environ deux à quatre ans. Cette fenêtre d'observation, plus courte pour certains bénéficiaires, est la contrepartie de la large fenêtre d'entrée en dispositif. Ainsi, le devenir des bénéficiaires depuis l'entrée en contrat aidé ne pourra être observé que sur un laps de temps relativement court pour les bénéficiaires dont le contrat a commencé plus tardivement. Pour limiter le phénomène de censure, les situations des bénéficiaires et de leurs témoins ont été comparées au plus tard deux ans et demi après l'entrée en contrat aidé.

### Un effet positif du passage en contrat aidé dans le secteur marchand

Dans le secteur marchand, l'effet moyen du passage par un contrat aidé est significativement positif (tableau 3). Ainsi, deux ans et demi après

21. Élargir la période d'observation au-delà de la fenêtre d'entrée en contrat aidé retenue dans le protocole d'enquête ne modifie guère le constat : seuls 16 % des non-bénéficiaires ont refusé des propositions d'embauche en contrat aidé, essentiellement à cause des caractéristiques du contrat (salaire, temps de travail, etc.). Cette proportion de refus est identique à celle observée chez les bénéficiaires qui se sont vu à nouveau proposer un contrat aidé après la fin de leur contrat.

Tableau 3  
Estimation de l'effet moyen du passage en contrat aidé dans le secteur marchand ( $\hat{\Delta}$ ) sur la situation professionnelle

Situation deux ans et demi après l'entrée en contrat aidé	CIE		CI-RMA	
	$\hat{\Delta}$ (en points)	$\hat{Y}_0$ (en %)	$\hat{\Delta}$ (en points)	$\hat{Y}_0$ (en %)
CDI non aidé	31***	27	22***	19
Emploi non aidé	23***	43	17***	33
Nouvel emploi aidé	0	2	0	4

Note : écarts-types calculés par *bootstrap* avec 200 réplifications. Pour des raisons de lourdeur des calculs, les résultats présentés ici ne prennent pas en compte le recalcul des poids à chaque itération. Seuil de significativité : \*\*\* 1 %.

Lecture : deux ans et demi après leur entrée en CIE, les bénéficiaires ont une probabilité d'être en CDI non aidé de 31 points plus élevée qu'en l'absence du passage en contrat aidé ; dans cette situation hypothétique, leur taux de CDI non aidé aurait été de 27 %.

Champ : demandeurs d'emploi qui se sont inscrits à l'ANPE au 2<sup>e</sup> trimestre 2005 en France métropolitaine et entrés en contrat aidé entre cette date et le 2<sup>e</sup> trimestre 2007.

Source : Dares, Panel 2008 ; Pôle emploi, Fichier Historique ; ASP, base des conventions individuelles d'embauches en contrat aidé.

le début de leur contrat aidé, les salariés passés par un CIE ont une probabilité d'être en emploi non aidé (CDD, CDI, intérim, création d'entreprise) de 23 points plus élevée qu'en l'absence du dispositif. Cet effet traduit une augmentation de près de 50 % du taux d'accès à l'emploi non aidé, qui aurait été de 43 % en l'absence du dispositif. L'effet moyen est encore plus fort pour l'accès à un CDI puisque le passage par un CIE augmente de 31 points les chances d'être en CDI non aidé deux ans et demi après l'entrée en dispositif, par rapport à un taux d'accès de 27 % en l'absence du dispositif. Il en va de même pour le CI-RMA : l'effet moyen du passage par ce contrat est de 17 points pour l'accès à un emploi non aidé et de 22 points pour l'accès à un CDI, pour des taux d'accès contrefactuels respectifs de 33 % et 19 %. Quel que soit le contrat, l'effet sur l'accès à un nouvel emploi aidé est faible, voire nul.

Le fort effet positif des contrats aidés du secteur marchand sur l'accès à l'emploi stable peut s'expliquer par plusieurs facteurs qui peuvent se combiner : l'acquisition par le bénéficiaire d'une expérience professionnelle et de compétences valorisables lors d'une recherche d'emploi ultérieure (et ce d'autant plus que l'emploi exercé est proche d'un emploi non aidé) ou le maintien du salarié dans l'entreprise à la fin de la période de versement de la subvention. Le *Panel 2008* ne permet pas d'observer systématiquement cette dernière situation. Néanmoins, le fait que l'impact du passage en contrat aidé soit beaucoup plus élevé lorsque celui-ci est conclu à durée indéterminée, ainsi que lorsque qu'il a été mené à terme, suggère l'importance du maintien chez l'employeur dans l'explication du fort taux d'accès à l'emploi non aidé à l'issue du dispositif<sup>22</sup>. Il n'est alors pas exclu que l'effet positif capte en réalité un effet d'aubaine non correctement pris en compte dans l'appariement. En effet, on s'attend dans ce cas à ce que l'impact du passage en dispositif soit nul au niveau individuel : le salarié aurait été embauché indépendamment de la politique. Toutefois, l'effet d'aubaine découle d'un processus qui repose en grande partie sur des caractéristiques non mesurées dans le panel (comme la connaissance de l'employeur<sup>23</sup>), ce qui fragilise les méthodes d'appariement : un bénéficiaire dont l'embauche pourrait être identifiée *ex ante* comme un effet d'aubaine devrait être apparié systématiquement avec un non-bénéficiaire recruté à la même date que lui sur le même type d'emploi (métier, secteur d'activité, nature du contrat, etc.) mais sans subvention. En l'absence d'une telle information sur les motivations des employeurs (qui nécessiterait

d'interroger les employeurs des bénéficiaires enquêtés), les bénéficiaires sont appariés sur leur probabilité d'entrer en dispositif et leur durée de chômage à la date de cette entrée<sup>24</sup>, ce qui peut conduire à surestimer l'efficacité du dispositif. Il est également possible que ce résultat positif reflète un effet de substitution, conduisant l'employeur à recruter un salarié au profil plus éloigné du marché du travail qu'il ne l'aurait fait en l'absence de l'aide associée au contrat aidé<sup>25</sup>. Dans ce cas, l'effet positif observé au niveau individuel reflèterait une redistribution des emplois au profit des chômeurs les plus difficilement employables.

Le profil temporel des effets du passage en contrat aidé peut également apporter un éclairage intéressant. L'efficacité d'un programme peut en effet varier au cours du temps. Pour évaluer le dispositif dans son ensemble, il est donc important de différencier les effets de court et de moyen termes. Les graphiques de la figure IV détaillent mois par mois les effets du passage en contrat aidé sur l'accès à un CDI non aidé depuis l'entrée dans le dispositif. Au cours des six premiers mois, le passage en contrat aidé a sans surprise un impact négatif sur le taux d'accès à l'emploi non aidé à durée indéterminée : durant toute la durée effective de leur CIE ou CI-RMA, les bénéficiaires ont mécaniquement moins de chances de trouver un emploi non aidé en CDI qu'en l'absence du dispositif. L'effet initial d'enfermement est

22. Les enquêtes auprès des sortants de contrat aidé montrent que les salariés recrutés en contrat aidé marchand ont d'autant plus de chances d'être maintenus chez leur employeur que leur contrat aidé était à durée indéterminée (Fendrich et Rémy, 2009 ; Fendrich, 2010).

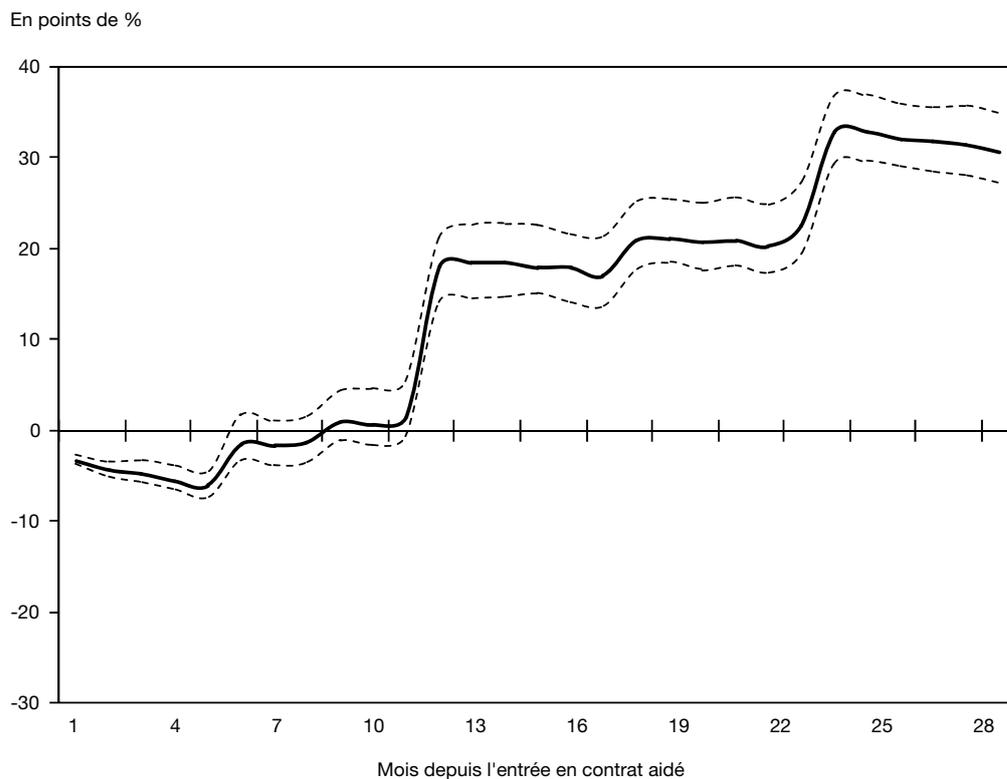
23. Les relations personnelles et professionnelles sont en effet très souvent mobilisées dans le recrutement en contrat aidé marchand (Benoteau, 2014). D'après une enquête de la Dares menée en 2007 auprès des établissements utilisateurs de contrats aidés, environ la moitié des employeurs du secteur marchand connaissent déjà le salarié en contrat aidé avant son recrutement, le plus souvent du fait de liens familiaux ou de relations personnelles. L'effet d'aubaine, dont la mesure demeure fragile, serait beaucoup plus important que dans le secteur non marchand (Fendrich et al., 2010).

24. Des travaux récents proposent une approche alternative consistant à conditionner l'appariement sur la date de reprise d'emploi (emploi aidé versus non aidé), ignorant ainsi les effets de la subvention sur la décision d'embauche (voir par exemple Stephan, 2014). Seul l'effet du contrat aidé sur la trajectoire post-recrutement est analysé. Il s'agit en ce sens d'un minorant de l'effet de la politique. L'hypothèse sous-jacente est que la subvention n'influe pas sur la reprise d'emploi (les salariés recrutés en contrat aidé auraient trouvé un emploi sans la subvention), mais peut en revanche avoir un effet sur la trajectoire professionnelle ultérieure si la subvention s'accompagne d'un suivi renforcé du salarié.

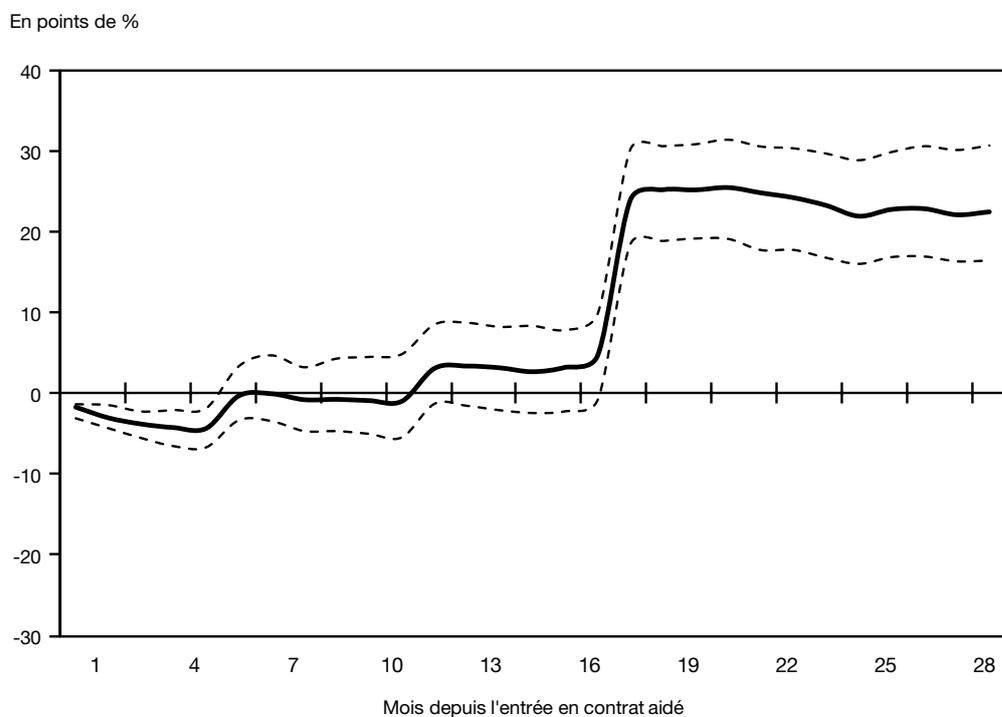
25. Si l'effet de substitution est fort et se traduit par une baisse sensible du retour à l'emploi des non-bénéficiaires, l'effet des contrats aidés sur l'emploi au niveau macroéconomique sera naturellement plus faible que celui estimé sur les seuls bénéficiaires. De plus, l'effet positif mesuré au niveau individuel capte en partie la moins bonne insertion des non-bénéficiaires : la situation contre-factuelle construite à partir des trajectoires des non-bénéficiaires n'est plus indépendante de la mise en œuvre de la politique.

Figure IV  
**Effet du passage en contrat aidé sur la probabilité d'être en CDI non aidé en fonction du nombre de mois écoulés depuis l'entrée en dispositif (secteur marchand)**

A-CIE



B-CI-RMA



Note : écarts-types calculés par *bootstrap* avec 200 réplifications. Pour des raisons de lourdeur des calculs, les résultats présentés ici en pointillés ne prennent pas en compte le recalcul des poids à chaque itération.

Lecture : l'effet moyen du passage en CIE sur le taux d'accès à un CDI non aidé varie selon la durée écoulée depuis l'entrée en dispositif, d'abord négatif puis fortement positif à partir de 12 mois. Les écarts-types sont présentés en pointillés.

Champ : demandeurs d'emploi qui se sont inscrits à l'ANPE au 2<sup>e</sup> trimestre 2005 en France métropolitaine et entrés en contrat aidé entre cette date et le 2<sup>e</sup> trimestre 2007.

Source : Dares, Panel 2008 ; Pôle emploi, Fichier Historique ; ASP, base des conventions individuelles d'embauches en contrat aidé.

progressivement compensé par une meilleure insertion dans l'emploi des bénéficiaires sortant de contrat aidé. Plus le temps passe, plus l'effet du contrat aidé sur le taux d'emploi des bénéficiaires devient important : dans le cas du CIE, il augmente par palier à 12, puis 18 et 24 mois – durée maximale de versement de l'aide – pour se stabiliser ensuite ; l'effet du CI-RMA se stabilise également avec la fin de la durée légale de versement de l'aide, à 18 mois. L'effet devient ainsi positif et significatif dès le douzième mois après le début du CIE et à partir du dix-huitième mois

après le début du CI-RMA. Cette différence de dynamique s'explique par la combinaison de deux facteurs : la répartition des contrats par durée et l'efficacité relative des contrats en fonction de leur durée. Ainsi, le nombre de contrats conclus pour une durée de douze mois est plus important pour les CIE que pour les CI-RMA (figure II), et l'efficacité relative de ces contrats (par rapport aux contrats plus courts) est de surcroît plus grande pour les premiers que pour les seconds (tableau 4). Les différents paliers peuvent suggérer le maintien chez l'employeur

Tableau 4  
**Estimation de l'effet moyen sur l'emploi du passage en contrat aidé dans le secteur marchand, selon les caractéristiques des contrats**

Caractéristiques du contrat aidé	Situation deux ans et demi après l'entrée en contrat aidé	CIE		CI-RMA	
		$\hat{\Delta}$ (en points)	$\hat{Y}_0$ (en %)	$\hat{\Delta}$ (en points)	$\hat{Y}_0$ (en %)
CDI	CDI non aidé	33***	27	32***	20
	Emploi non aidé	24***	44	27***	36
CDD	CDI non aidé	21***	24	15***	17
	Emploi non aidé	20***	41	9***	33
Durée <= 12 mois	CDI non aidé	27***	26	16***	17
	Emploi non aidé	22***	42	11***	34
Durée > 12 mois	CDI non aidé	40***	28	33***	19
	Emploi non aidé	28***	45	26***	33
Formation	CDI non aidé	34***	29	29***	20
	Emploi non aidé	24***	47	21***	35
Sans formation	CDI non aidé	27***	27	20***	17
	Emploi non aidé	24***	42	16***	33
Accompagnement interne	CDI non aidé	33***	28	21***	18
	Emploi non aidé	23***	44	15***	36
Sans accompagnement interne	CDI non aidé	30***	27	22***	18
	Emploi non aidé	24***	43	17***	32
Temps partiel	CDI non aidé	30***	28	23***	18
	Emploi non aidé	22***	45	16***	35
Temps plein	CDI non aidé	31***	27	22***	18
	Emploi non aidé	23***	43	17***	33
Taux de subventionnement <= 30 %	CDI non aidé	27***	27	-	-
	Emploi non aidé	20***	43	-	-
Taux de subventionnement > 30 %	CDI non aidé	34***	27	-	-
	Emploi non aidé	27***	43	-	-
Entreprise de 10 salariés ou plus	CDI non aidé	37***	28	27***	20
	Emploi non aidé	30***	44	20***	36
Entreprise de moins de 10 salariés	CDI non aidé	27***	27	19***	18
	Emploi non aidé	20***	43	14***	34

Note : écarts-types calculés par *bootstrap* avec 200 réplifications. Pour des raisons de lourdeur des calculs, les résultats présentés ici ne prennent pas en compte le recalcul des poids à chaque itération. Seuil de significativité : \*\*\* 1 %.

Lecture : deux ans et demi après leur entrée en CIE à durée indéterminée, les bénéficiaires ont une probabilité d'être en CDI non aidé de 33 points plus élevée qu'en l'absence du passage en contrat aidé ; dans cette situation hypothétique, leur taux de CDI non aidé aurait été de 27 %.

Champ : demandeurs d'emploi qui se sont inscrits à l'ANPE au 2<sup>e</sup> trimestre 2005 en France métropolitaine et entrés en contrat aidé entre cette date et le 2<sup>e</sup> trimestre 2007.

Source : Dares, Panel 2008 ; Pôle emploi, Fichier Historique ; ASP, base des conventions individuelles d'embauches en contrat aidé.

à la fin du versement de l'aide financière. Cette analyse conforte l'hypothèse d'un fort effet de substitution, voire d'aubaine.

Pour affiner l'analyse, il est nécessaire de tenir compte de la grande variété des situations en contrat aidé marchand : diversité des activités et des employeurs, hétérogénéité de la qualité des contrats proposés (type de contrat, durée de versement de l'aide, proposition de formations et de tutorat), etc. En effet, le passage en contrat aidé est susceptible de jouer différemment sur les trajectoires professionnelles selon les modalités du placement. Celles-ci sont toutefois en partie endogènes et dépendent des caractéristiques des bénéficiaires. Or l'efficacité du contrat aidé peut également dépendre du profil des bénéficiaires. À ce stade, l'effet du contenu du contrat aidé n'est pas dissocié de celui des caractéristiques des bénéficiaires<sup>26</sup>. Par ailleurs, les résultats doivent être interprétés avec prudence compte tenu de la taille relativement limitée des échantillons, en particulier dans le cas du CI-RMA.

Le tableau 4 présente les effets du passage en contrat aidé sur l'accès à l'emploi déclinés selon les principales caractéristiques de ces contrats. Si le temps de travail ne semble pas avoir d'impact significatif sur l'efficacité des contrats, la durée de versement de l'aide est en revanche corrélée avec la situation sur le marché du travail à l'issue du contrat. Cet effet positif sur l'emploi plus fort pour les contrats longs s'explique en partie par une prépondérance des CDI et une moindre fréquence des ruptures parmi les contrats dont la durée effective est supérieure à un an. La relation positive entre durée du contrat aidé et taux d'emploi demeure toutefois vérifiée sur le sous-champ des contrats à durée indéterminée menés à leur terme, suggérant une plus-value des contrats longs. En particulier, la part des formations y est plus importante. Or bénéficier d'une formation intensifie l'effet positif du passage en CIE et en CI-RMA sur l'accès à l'emploi durable, ce qui peut suggérer une meilleure employabilité des salariés formés et donc une plus grande facilité à trouver un emploi lors d'une recherche ultérieure, ou encore un plus grand investissement en formation des employeurs qui anticipent le maintien du salarié dans l'entreprise (les formations sont un peu plus fréquentes dans les grandes entreprises). Comme constaté dans d'autres travaux, les actions d'accompagnement en interne donnent des résultats moins concluants. La conception du tutorat peut toutefois varier sensiblement selon les individus, fragilisant sa mesure dans l'enquête. Il est par ailleurs probable que les

personnes s'insérant plus difficilement dans l'entreprise, et ayant donc moins de chances d'être gardées dans celle-ci à l'issue du dispositif, bénéficient davantage d'un tel encadrement. De manière générale, un engagement préalable de l'employeur sur un suivi renforcé du salarié en CIE est susceptible d'accroître le montant de l'aide financière versée : l'amortissement des coûts de formation, *via* le maintien du salarié sur son poste, pourrait alors expliquer une meilleure insertion dans l'emploi durable des bénéficiaires dont l'embauche est davantage subventionnée (mais d'autres facteurs explicatifs peuvent être avancés, comme des différences de ciblage ou encore des variations géographiques ou conjoncturelles dans les taux effectifs de prise en charge). Enfin, le type d'employeur peut également jouer sur l'insertion des bénéficiaires : l'effet moyen du passage en CIE et CI-RMA est plus fort pour les salariés embauchés dans des entreprises de plus de 10 salariés, les grandes entreprises étant davantage susceptibles de garder les salariés recrutés en contrat aidé à la fin du versement de l'aide financière. L'analyse de l'efficacité des contrats aidés selon le secteur d'activité est limitée par la taille des échantillons. Néanmoins, les données sur le CIE suggèrent un taux d'emploi plus fort dans le secteur de l'industrie que dans celui de la construction, où les ruptures de contrats avant le terme prévu sont notamment plus fréquentes.

L'effet du programme est également susceptible de varier selon les publics ciblés. Le CIE semble un peu plus efficace lorsqu'il s'adresse à des seniors et des femmes, mais aussi à des allocataires de minima sociaux (tels qu'identifiés dans les données d'enquête). L'effet du CI-RMA est quant à lui plus fort pour les personnes plus éloignées du marché du travail, mais moins fort pour les personnes peu diplômées. Ce constat suggère que l'éloignement vis-à-vis du marché du travail serait un critère davantage déterminant que le diplôme dans l'efficacité de ce dispositif.

La réinsertion durable des bénéficiaires dans l'emploi constitue un objectif essentiel de la politique des contrats aidés, mais n'est pas le seul. Il est important d'évaluer l'effet du passage en contrat aidé sur d'autres dimensions que l'emploi, notamment les conditions de

26. Le deuxième article de ce dossier propose une analyse toutes choses égales par ailleurs de l'effet des caractéristiques du contrat aidé sur les différences de taux d'emploi des bénéficiaires. Des travaux ultérieurs pourront s'attacher à des analyses de type « multi-traitement », permettant de mieux prendre en compte l'hétérogénéité des publics.

vie (tableau 5). En lien avec une bonne insertion dans l'emploi à l'issue du contrat aidé, le passage en contrat aidé marchand diminue la probabilité de percevoir des minima sociaux et améliore le niveau de vie entre 2005 et 2009, quoique non significativement dans le cas du CI-RMA. L'effet sur l'évolution de l'état de santé n'est en revanche significatif pour aucun des deux contrats.

### Un effet négatif ou nul du passage en contrat aidé dans le secteur non-marchand

Globalement, et comme établi par de nombreuses études, l'effet moyen d'un passage par un contrat du secteur non marchand est significativement négatif sur le taux d'accès à l'emploi non aidé à moyen terme (tableau 6). Deux ans et demi après l'entrée en contrat aidé, les

bénéficiaires de CAE ont une probabilité d'être en emploi non aidé de 5 points plus faible que celle de leurs témoins, dont le taux d'emploi est de 38 %. Cette probabilité est de 12 points plus faible pour les anciens bénéficiaires de CAV, par rapport à un taux d'emploi contrefactuel de 28 %<sup>27</sup>.

Contrairement au secteur marchand où la part des contrats aidés signés sous CDI est importante, on s'attend à ce que le passage en contrat aidé non marchand soit encore moins efficace à moyen terme pour l'accès à un CDI que pour l'accès à un emploi non aidé en général. Cette relation dépend néanmoins du recul avec lequel

27. Assouplir le critère de retour à l'emploi en considérant tout emploi non aidé déclaré dans par les enquêtés dans le calendrier d'activité, indépendamment de la durée de cet emploi et d'une éventuelle inscription parallèle sur les listes de Pôle emploi, ne modifie guère le sens des résultats, bien que l'effet négatif soit proportionnellement plus faible.

Tableau 5  
Estimation de l'effet moyen du passage en contrat aidé dans le secteur marchand ( $\hat{\Delta}$ ) sur les conditions de vie

Conditions de vie fin 2009	CIE		CI-RMA	
	$\hat{\Delta}$ (en points)	$\hat{Y}_0$ (en %)	$\hat{\Delta}$ (en points)	$\hat{Y}_0$ (en %)
Perception d'un minimum social	- 8***	19	- 16***	39
Amélioration du niveau de vie depuis 2005	4**	24	5	24
Maintien/amélioration de l'état de santé depuis 2005	- 1	73	1	70

Note : écarts-types calculés par *bootstrap* avec 200 répliques. Pour des raisons de lourdeur des calculs, les résultats présentés ici ne prennent pas en compte le recalcul des poids à chaque itération. Seuils de significativité : \*\* 5 %, \*\*\* 1 %.

Lecture : fin 2009, les bénéficiaires de CIE avaient une probabilité de percevoir un minimum social de 8 points plus faible qu'en l'absence du passage en contrat aidé ; dans cette situation hypothétique, la part d'allocataires de minima sociaux parmi eux aurait été de 19 %. Champ : demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE au deuxième trimestre 2005 en France métropolitaine et entrés en contrat aidé entre cette date et le 2<sup>e</sup> trimestre 2007.

Sources : Dares, Panel 2008 ; Pôle emploi, Fichier Historique ; ASP, base des conventions individuelles d'embauches en contrat aidé.

Tableau 6  
Estimation de l'effet moyen du passage en contrat aidé dans le secteur non marchand ( $\hat{\Delta}$ ) sur la situation professionnelle

Situation deux ans et demi après l'entrée en contrat aidé	CAE		CAV	
	$\hat{\Delta}$ (en points)	$\hat{Y}_0$ (en %)	$\hat{\Delta}$ (en points)	$\hat{Y}_0$ (en %)
CDI non aidé	- 8***	22	- 6***	13
Emploi non aidé	- 5**	38	- 12**	28
Nouvel emploi aidé	5***	3	1	5
Nombre de mois passés en emploi*	(en mois) 9***	(en mois) 12	(en mois) 11***	(en mois) 10

Note : écarts-types calculés par *bootstrap* avec 200 répliques. Pour des raisons de lourdeur des calculs, les résultats présentés ici ne prennent pas en compte le recalcul des poids à chaque itération. Seuils de significativité : \*\* 5 %, \*\*\* 1 %.

\* Il s'agit ici du nombre de mois en emploi, aidé ou non, depuis l'entrée en contrat aidé, mesuré à partir du calendrier d'activité déclaré dans l'enquête, indépendamment d'une éventuelle inscription simultanée à l'ANPE.

Lecture : deux ans et demi après leur entrée en CAE, les bénéficiaires ont une probabilité d'être en CDI non aidé de 8 points plus faible qu'en l'absence du passage en contrat aidé ; dans cette situation hypothétique, leur taux de CDI non aidé aurait été de 22 %.

Champ : demandeurs d'emploi qui se sont inscrits à l'ANPE au 2<sup>e</sup> trimestre 2005 en France métropolitaine et entrés en contrat aidé entre cette date et le 2<sup>e</sup> trimestre 2007.

Source : Dares, Panel 2008 ; Pôle emploi, Fichier Historique ; ASP, base des conventions individuelles d'embauches en contrat aidé.

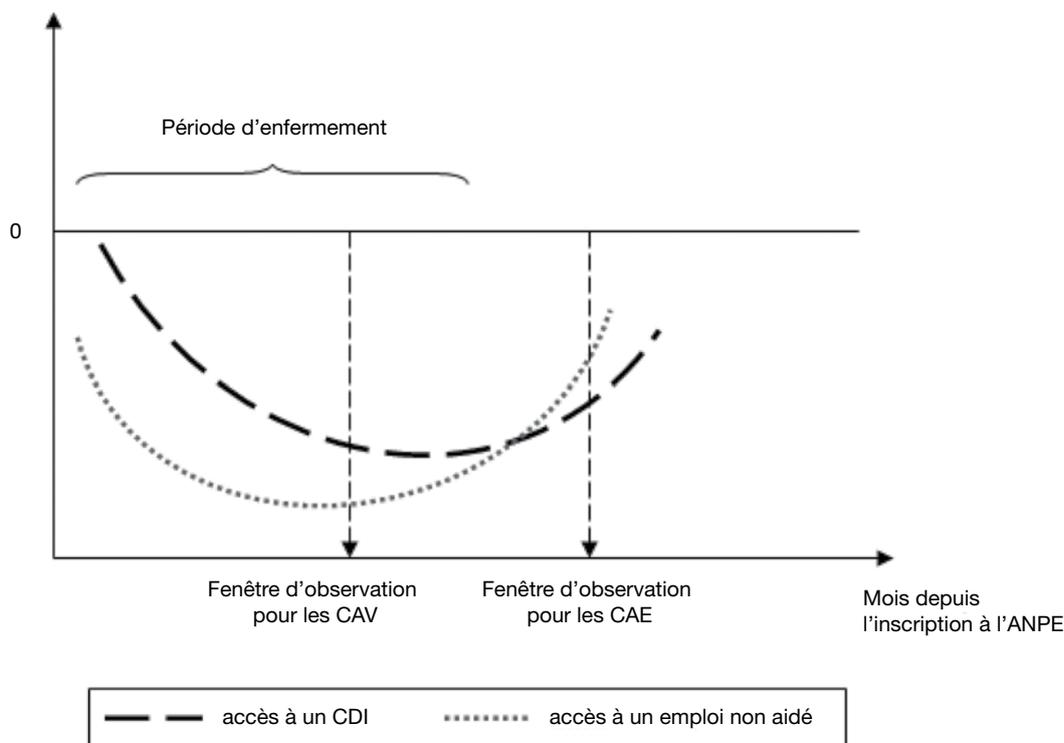
est observée la situation sur le marché du travail. Pour le CAE, l'accès à un CDI non aidé est effectivement plus rare que l'accès à un emploi non aidé. Concernant le CAV, la durée légale de versement de l'aide étant plus longue (jusqu'à 36 mois), la fenêtre d'observation ne permet pas toujours d'observer l'effet du dispositif avec suffisamment de recul. Une part non négligeable des bénéficiaires est encore en contrat aidé deux ans et demi après leur embauche (près de 20 %). Or durant la période du contrat aidé, où les efforts de recherche d'un emploi non aidé sont limités, les témoins ont *a priori* davantage de chances d'accéder à un emploi non aidé qu'à un emploi à durée indéterminée, d'où un effet plus négatif sur l'accès à l'emploi non aidé (figure V). Cette contrainte sur la fenêtre d'observation affecte plus généralement la mesure de la récurrence en contrat aidé, qui apparaît peu significative pour le CAV alors que d'autres études mettent en évidence un effet sensible du passage en contrat aidé sur la probabilité ultérieure d'accéder à un emploi aidé. Cette relation est d'ailleurs observée pour le CAE : deux ans et demi après l'entrée en CAE, le taux d'emploi

aidé des bénéficiaires est plus que multiplié par deux par rapport à une situation sans passage en contrat aidé.

Différentes hypothèses peuvent être avancées pour expliquer l'effet négatif des contrats aidés non marchands sur l'insertion professionnelle. En supposant pleinement corrigé le biais de sélection<sup>28</sup>, l'effet négatif pourrait s'expliquer par un métier en contrat aidé trop éloigné des emplois auxquels le bénéficiaire est susceptible de postuler ultérieurement (confinement dans des emplois publics sans perspective), ou par un signal négatif du passage en contrat aidé pour les employeurs lors de recrutements ultérieurs. Observer la situation du bénéficiaire avec plus de recul pourrait éventuellement nuancer ce résultat.

28. Il est possible, malgré la richesse des variables observées, qu'une partie de l'hétérogénéité entre bénéficiaires et témoins ne soit pas neutralisée : la situation contrefactuelle des bénéficiaires serait alors mal estimée et l'effet causal biaisé (violation de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle).

Figure V  
Effet d'enfermement et fenêtre d'observation



Lecture : la fenêtre d'observation des trajectoires professionnelles depuis l'entrée en dispositif dépend des dates d'entrée en CAE et en CAV dans le Panel 2008. La durée de ces contrats, définissant une période plus ou moins longue d'enfermement, peut également jouer sur les écarts de taux d'emploi aidé versus non aidé.  
Champ : demandeurs d'emploi qui se sont inscrits à l'ANPE au 2<sup>e</sup> trimestre 2005 en France métropolitaine et entrés en contrat aidé non marchand entre cette date et le 2<sup>e</sup> trimestre 2007.  
Source : Dares, Panel 2008.

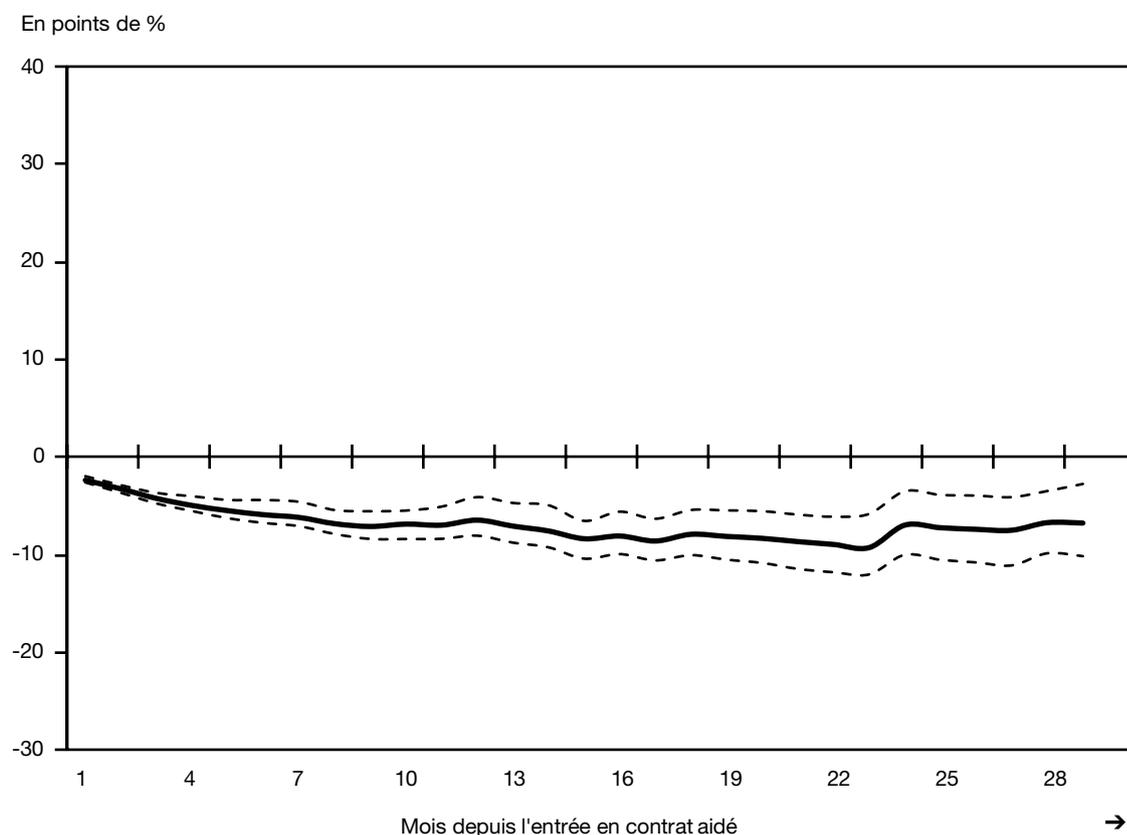
Le profil temporel de l'effet du passage en contrat aidé confirme l'hypothèse selon laquelle l'effet d'enfermement initial n'est pas compensé par un meilleur taux d'accès à l'emploi à l'issue du contrat : même s'il augmente légèrement après vingt-quatre mois, l'effet de la participation à un CAE ou à un CAV reste négatif sur l'accès à un CDI à moyen terme (figure VI).

Une durée plus courte du contrat amoindrit l'impact négatif du passage par un CAV (tableau 7). L'effet initial d'enfermement associé au contrat n'étant pas compensé par de meilleures perspectives d'emploi à l'issue, le fait que le contrat soit court limite l'effet d'enfermement en évitant que le bénéficiaire ne diminue son effort de recherche d'emploi trop longtemps pendant son passage en contrat aidé. L'effet de la durée du contrat est plus ambigu pour les CAE : les ruptures de contrat s'accompagnent plus fréquemment d'une insertion dans l'emploi durable. *A contrario*, les contrats longs sont plus riches en matière de formations et fournissent une expérience plus longue, ce

qui favorise l'insertion dans l'emploi non aidé en général. Bénéficiaire d'une formation limitée en effet l'impact négatif du passage en CAE (tandis que le tutorat ne semble pas favoriser le retour à l'emploi). Quel que soit contrat aidé, les salariés recrutés par l'Éducation Nationale se réinsèrent sensiblement moins bien que les autres à l'issue de leur contrat. Les taux d'emploi simulés en absence de la politique suggèrent toutefois des profils très différents de salariés selon les employeurs considérés. Il en va de même des salariés recrutés en CAE dans une structure porteuse d'un atelier et chantier d'insertion (ACI). En effet, ces établissements, moins encore que les autres employeurs du secteur non marchand, n'ont vocation à proposer des emplois pérennes ; la poursuite des relations d'emploi à la fin du versement de l'aide financière y est beaucoup plus rare que dans le reste du secteur. Ce résultat relatif aux ACI est un peu moins net pour les CAV, ce qui peut s'expliquer par différents facteurs : manque de recul (contrats plus longs que les CAE), moins bonne identifications des structures porteuses d'ACI

Figure VI  
Effet du passage en contrat aidé sur la probabilité d'être en CDI non aidé en fonction du nombre de mois écoulés depuis l'entrée en dispositif (secteur non marchand)

A-CAE



dans les fichiers administratifs relatifs au CAV ou encore moindre perspective de maintien chez l'employeur quel qu'il soit pour ces salariés plus éloignés du marché du travail. Enfin, les embauches en CAE qui ont été davantage subventionnées débouchent moins souvent sur une insertion dans l'emploi, ce qui pourrait traduire un ciblage des aides sur les personnes les plus en difficultés (les structures porteuses d'ACI bénéficient ainsi souvent d'un taux majoré), mais aussi des spécificités locales.

Quelques résultats intéressants peuvent également être identifiés en matière de ciblage des publics. L'effet négatif du CAE serait moins fort pour les seniors, dont les perspectives d'accès à l'emploi sont souvent plus limitées, ainsi que pour les femmes et les personnes déclarant avoir perçus des minima sociaux au

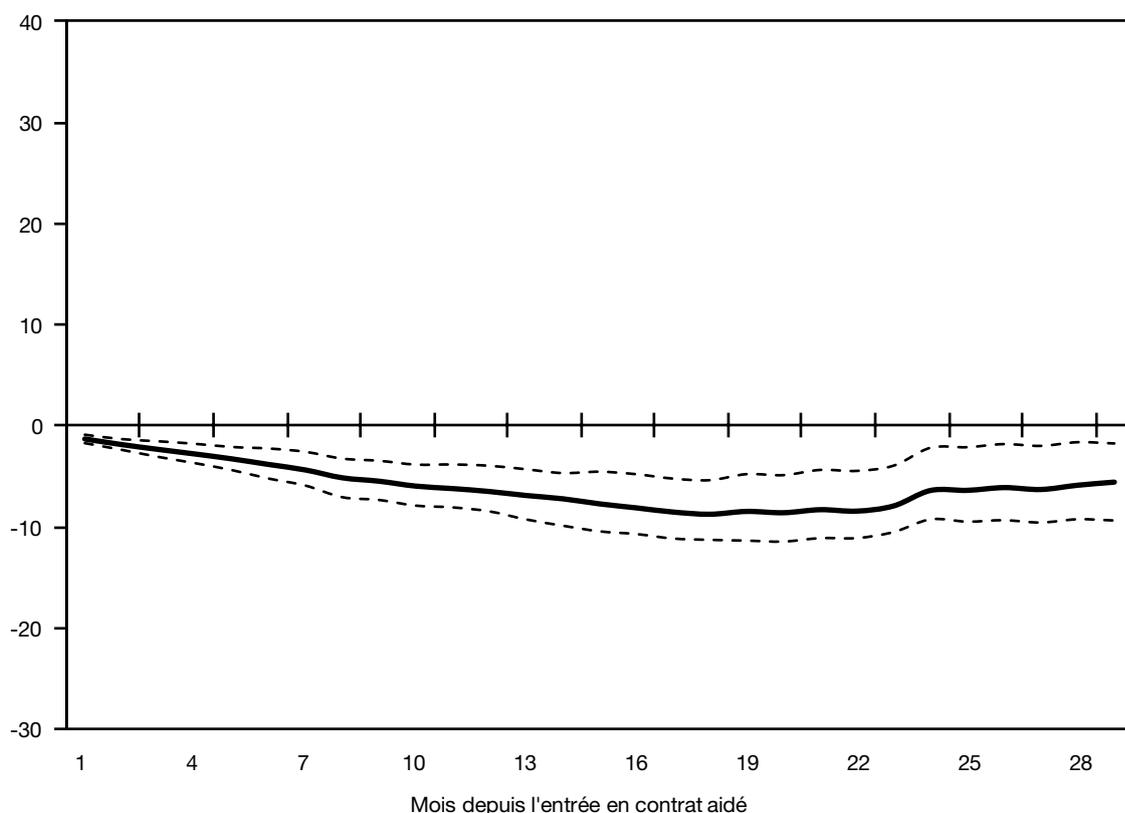
printemps 2005 (cette perception par les enquêtés pouvant différer d'une vision administrative). Concernant le CAV, l'efficacité serait plus grande sur les jeunes pour lesquels la perception de minima sociaux indique une certaine proximité avec l'emploi. Contrairement au CAE, l'effet négatif du CAV semble plus fort pour les femmes, ce qui pourrait s'expliquer en partie par des différences de métiers entre ces deux contrats. Les plus diplômés subissent également davantage les effets négatifs du passage par un CAV : leurs perspectives d'emploi étant meilleures, l'effet d'enfermement est plus fort pour ces bénéficiaires.

Les résultats peu encourageants sur le retour à l'emploi durable ne doivent pas occulter les autres objectifs assignés aux contrats aidés. En particulier, si les contrats aidés non marchands

Figure VI (suite)

B-CAV

En points de %



Note : écarts-types calculés par *bootstrap* avec 200 répliquations. Pour des raisons de lourdeur des calculs, les résultats présentés ici en pointillés ne prennent pas en compte le recalcul des poids à chaque itération.

Lecture : l'effet moyen du passage en CAE sur le taux d'accès à un CDI non aidé varie peu selon la durée écoulée depuis l'entrée en dispositif et reste constamment négatif. Les écarts-types sont présentés en pointillés.

Champ : demandeurs d'emploi qui se sont inscrits à l'ANPE au 2<sup>e</sup> trimestre 2005 en France métropolitaine et entrés en contrat aidé entre cette date et le 2<sup>e</sup> trimestre 2007.

Source : Dares, Panel 2008 ; Pôle emploi, Fichier Historique ; ASP, base des conventions individuelles d'embauches en contrat aidé.

ne permettent pas d'améliorer les conditions de vie ou l'état de santé, ils permettent en revanche de diminuer la probabilité de percevoir un minimum social (tableau 8) : l'effet moyen du dispositif sur la perception d'un minimum social en 2009 est en effet négatif pour les CAE et CAV, ce qui peut s'expliquer par l'acquisition de droits à l'indemnisation chômage durant le contrat aidé. D'autres effets ne peuvent être évalués précisément avec le *Panel 2008*. Ainsi, les contrats aidés du secteur non marchand, s'ils ne

favorisent pas l'insertion professionnelle à l'issue du dispositif, peuvent par exemple renforcer le lien social de leurs bénéficiaires. En effet, ces deux contrats ont un effet significativement positif sur le nombre de mois passés en emploi, aidé ou non, au cours des deux années et demi suivant leur recrutement en contrat aidé (tableau 6). Les contrats aidés du secteur non marchand contribuent donc à maintenir en emploi des personnes en difficulté dont les perspectives d'évolutions peuvent être parfois très limitées, remplissant

Tableau 7  
**Estimation de l'effet moyen sur l'emploi du passage en contrat aidé dans le secteur non marchand, selon les caractéristiques des contrats**

Caractéristiques du contrat aidé	Situation deux ans et demi après l'entrée en contrat aidé	CAE		CAV	
		$\hat{\Delta}$ (en points)	$\hat{Y}_0$ (en %)	$\hat{\Delta}$ (en points)	$\hat{Y}_0$ (en %)
Durée <= 12 mois	CDI non aidé	- 6***	21	- 4*	13
	Emploi non aidé	- 6***	37	- 8***	26
Durée > 12 mois	CDI non aidé	- 9***	23	- 7***	14
	Emploi non aidé	- 4	39	- 17***	30
Formation qualifiante	CDI non aidé	- 3	24	- 5	16
	Emploi non aidé	- 1	41	- 14***	29
Sans formation qualifiante	CDI non aidé	- 8***	22	- 6***	13
	Emploi non aidé	- 5***	37	- 13***	27
Accompagnement interne	CDI non aidé	- 8***	23	- 7***	14
	Emploi non aidé	- 6***	38	- 14***	28
Sans accompagnement interne	CDI non aidé	- 8***	22	- 5*	14
	Emploi non aidé	- 4	37	- 12***	28
Temps partiel	CDI non aidé	- 8***	26	-	-
	Emploi non aidé	- 6*	43	-	-
Temps plein	CDI non aidé	- 7***	22	-	-
	Emploi non aidé	- 5*	38	-	-
Taux de subventionnement <= 80 %	CDI non aidé	- 6**	22	-	-
	Emploi non aidé	- 1	36	-	-
Taux de subventionnement > 80 %	CDI non aidé	- 9***	23	-	-
	Emploi non aidé	- 9***	39	-	-
Hors Éducation Nationale	CDI non aidé	- 5***	21	- 5*	13
	Emploi non aidé	- 3	37	- 10***	27
Éducation Nationale	CDI non aidé	- 19***	27	- 11***	16
	Emploi non aidé	- 14***	42	- 23***	35
Structure porteuse d'ACI	CDI non aidé	- 8***	19	- 6***	13
	Emploi non aidé	- 20***	35	- 12***	25
Structure non porteuse d'ACI	CDI non aidé	- 7***	23	- 5**	14
	Emploi non aidé	- 2	38	- 15***	32

Note : écarts-types calculés par *bootstrap* avec 200 réplifications. Pour des raisons de lourdeur des calculs, les résultats présentés ici ne prennent pas en compte le recalcul des poids à chaque itération. Seuils de significativité : \* 10 %, \*\* 5 %, \*\*\* 1 %.

Lecture : deux ans et demi après leur entrée en CAE dans l'Éducation nationale, les bénéficiaires ont une probabilité d'être en CDI non aidé de 19 points plus faible qu'en l'absence du passage en contrat aidé ; dans cette situation hypothétique, leur taux de CDI non aidé aurait été de 27 %.

Champ : demandeurs d'emploi qui se sont inscrits à l'ANPE au 2e trimestre 2005 en France métropolitaine et entrés en contrat aidé entre cette date et le 2e trimestre 2007.

Source : Dares, Panel 2008 ; Pôle emploi, Fichier Historique ; ASP, base des conventions individuelles d'embauches en contrat aidé.

ainsi une fonction d'insertion sociale. Ils permettent en particulier à leurs bénéficiaires de se sentir utile et de reprendre confiance en eux, tout en leur fournissant une source de revenus (cf. deuxième article de ce dossier).

## Tests de robustesse et analyses complémentaires

Un enjeu important concerne la sensibilité des résultats à la méthodologie retenue pour tenir compte de l'échelonnement des dates d'entrée en contrat aidé. Pour limiter l'effet de sélection dynamique sur les non-bénéficiaires, nous avons retenu alternativement l'approche suggérée par Lechner (1999) consistant à affecter aux témoins une date fictive d'entrée en dispositif. Pour cela, une méthode d'imputation par régression a été utilisée : dans un premier temps, la durée avant entrée en contrat aidé a été estimée par moindres carrés ordinaires pour les bénéficiaires puis la distribution *a posteriori* des paramètres a été utilisée pour tirer aléatoirement un nouveau jeu de paramètres et générer sur cette base les imputations de durée avant entrée en dispositif pour les non-bénéficiaires. Les non-bénéficiaires déjà en emploi à cette date fictive d'entrée en contrat, et donc non éligibles, sont éliminés de l'analyse. L'appariement s'effectue ensuite en imposant une condition de proximité sur la date d'entrée en contrat aidé, en plus de celle sur le score de propension. Les principaux résultats demeurent inchangés. La simulation de dates d'entrée fictives pour les témoins ajoute néanmoins du bruit dans les données et fait perdre de l'information en réduisant la taille de l'échantillon de ces derniers.

## Approche alternative du biais de sélection dynamique

Les évaluations qui reposent sur un groupe témoin défini par l'imposition d'une fenêtre d'entrée en dispositif présentent toutefois un biais ne pouvant être levé par le simple fait de conditionner l'appariement sur la durée passée au chômage. En effet, imposer que les non-bénéficiaires ne soient pas entrés en contrat aidé durant une certaine période après la date d'entrée en contrat aidé des bénéficiaires auxquels ils sont appariés revient à conditionner leur sélection sur leur trajectoire future. Cette sélection conduit notamment à des durées de chômage résiduelles en l'absence de la politique plus longues pour les bénéficiaires que pour les témoins<sup>29</sup> : l'hypothèse d'indépendance conditionnelle n'est donc pas vérifiée (Fredriksson et Johansson, 2008).

Des travaux de recherche récents proposent une autre manière de définir les témoins pour réaliser un appariement dynamique (Sianesi, 2004 ; Fredriksson et Johansson, 2008 ; Crépon, Ferracci, Jolivet et Van den Berg, 2009 ; Kastyano et Van der Klaauw, 2011). Selon cette approche, chaque individu non entré en contrat aidé jusqu'à la date  $d$  et encore au chômage à cette date peut être apparié avec un bénéficiaire entré en contrat à la date  $d$ . La définition du groupe de témoins est donc variable en fonction de la date d'entrée en dispositif et permet un appariement de meilleure qualité : l'inclusion des futurs bénéficiaires au sein des témoins

29. Cela revient en effet à surreprésenter parmi les témoins les personnes ayant trouvé un emploi rapidement après l'entrée en contrat aidé des bénéficiaires, ce qui se traduit formellement par  $E(U_0^d | T=1, X) > E(U_0^d | T=0, U^0 > d, X)$ , avec  $U_0^d$  la durée de chômage résiduelle après la date  $d$  en l'absence du dispositif.

Tableau 8  
Estimation de l'effet moyen du passage en contrat aidé dans le secteur non marchand ( $\hat{\Delta}$ ) sur les conditions de vie

Conditions de vie fin 2009	CAE		CAV	
	$\hat{\Delta}$ (en points)	$\hat{Y}_0$ (en %)	$\hat{\Delta}$ (en points)	$\hat{Y}_0$ (en %)
Perception d'un minimum social	- 5***	24	- 7*	46
Amélioration du niveau de vie depuis 2005	- 1	28	0	26
Maintien/amélioration de l'état de santé depuis 2005	- 1	77	3	68

Note : écarts-types calculés par *bootstrap* avec 200 réplifications. Pour des raisons de lourdeur des calculs, les résultats présentés ici ne prennent pas en compte le recalcul des poids à chaque itération. Seuils de significativité : \* 10 %, \*\* 5 %, \*\*\* 1 %.

Lecture : fin 2009, les bénéficiaires de CAE ont une probabilité de percevoir un minimum social de 5 points plus faible qu'en l'absence du passage en contrat aidé ; dans cette situation hypothétique, la part d'allocataires de minima sociaux parmi eux aurait été de 24 %. Champ : demandeurs d'emploi qui se sont inscrits à l'ANPE au 2<sup>e</sup> trimestre 2005 en France métropolitaine et entrés en contrat aidé entre cette date et le 2<sup>e</sup> trimestre 2007.

Source : Dares, Panel 2008 ; Pôle emploi, Fichier Historique ; ASP, base des conventions individuelles d'embauches en contrat aidé.

vient contrebalancer le biais qui résultait de la seule prise en compte des individus non bénéficiaires sur les deux ans suivant leur inscription à l'ANPE. On estime alors l'effet d'être entré en contrat aidé à la date  $d$ , soit autant d'effets que de dates d'entrée. Cette estimation est toutefois sujette à un nouveau biais : la variable de résultat des témoins résulte en partie de l'effet de leur futur passage en contrat aidé (« biais de contamination »). Pour pallier ce biais, Fredriksson et Johansson (2008) et Crépon *et al.* (2008) proposent de discrétiser la période ultérieure à l'entrée en contrat aidé et d'estimer des fonctions de survie : les variables de résultat des témoins sont alors prises en compte dans les estimations tant que ces derniers ne sont pas entrés en dispositif. Leurs variables de résultat sont censurées par leur entrée en contrat aidé (cf. annexe 3)<sup>30</sup>. L'agrégation des effets sur l'ensemble de la période permet d'obtenir une estimation moyenne de l'effet du dispositif. Dans ce cadre précis, l'hypothèse d'indépendance conditionnelle est à nouveau vérifiée dans la mesure où la sélection des témoins n'est plus conditionnée par leurs variables de résultat.

Cette dernière méthode requiert de disposer d'un échantillon de taille assez importante pour estimer autant d'effets que de dates possibles d'entrée en dispositif. Le *Panel 2008* n'ayant pas été conçu dans cette perspective, cette méthode n'a pu être mise en œuvre que pour les deux principaux contrats que sont le CAE et CIE, et sur une base trimestrielle plutôt que mensuelle<sup>31</sup>. Les fonctions de survie au chômage ont été obtenues à l'aide d'un estimateur de type Kaplan-Meier permettant de tenir compte du phénomène de censure<sup>32</sup>.

La figure VII résume l'effet du dispositif sur la survie au chômage, obtenu par agrégation des effets estimés sur les bénéficiaires entrés au cours des quatre premiers trimestres de leur épisode de chômage. Ces graphiques confirment les principaux résultats énoncés : après une période initiale d'enfermement, le passage en contrat aidé joue positivement sur le retour à l'emploi des bénéficiaires de CIE mais non sur celui des CAE. Ce constat suggère que le biais associé à la sélection dynamique des témoins n'est pas trop important dans le cas du programme étudié ici : en effet, contrairement au cas de la Suède où la participation à un programme est très fréquente (Sianesi, 2004), nombreux sont les demandeurs d'emploi français qui n'entrent jamais en contrat aidé. L'échantillon des témoins n'est donc *a priori* que légèrement biaisé en faveur d'épisodes de chômage plus courts.

## Étude du délai optimal avant entrée en contrat aidé

Cette méthode permet également d'étudier le délai optimal avant l'entrée en contrat aidé. Les figures de l'annexe 6 reportent les effets du passage en contrat aidé pour les entrées réalisées au cours de chacun des quatre premiers trimestres depuis l'inscription de référence à l'ANPE, qui concentrent l'essentiel des entrées dans ces contrats. L'ampleur des deux effets d'enfermement et de gain d'employabilité est susceptible de varier au cours du temps. On peut s'attendre à ce que l'effet d'enfermement soit plus élevé lorsque le demandeur d'emploi est placé en programme dès le début de son épisode de chômage dans la mesure où ses perspectives d'emploi alternatives sont plus favorables que lorsque son épisode de chômage s'allonge. À l'inverse, le gain d'employabilité est susceptible d'être plus important pour des demandeurs d'emploi ayant déjà passé un certain temps au chômage. Le programme serait ainsi plus efficace s'il n'intervient pas trop tôt dans l'épisode de chômage. Toutefois, comme précédemment, les différences de profil entre bénéficiaires selon la date d'entrée en contrat aidé peuvent également jouer sur l'efficacité du contrat aidé indépendamment la dimension du programme étudiée (ici le délai avant placement).

Les résultats obtenus sur le CIE semblent confirmer ces intuitions. L'effet positif du passage en contrat aidé sur la survie au chômage trois ans après l'entrée en contrat est de plus grande ampleur pour les individus entrés en CIE après neuf mois de chômage. Par ailleurs, ces contrats

30. Cette censure provoquée par la future entrée en contrat aidé étant exogène, il est possible de comparer la fonction de survie au chômage des individus entrant en dispositif à la date  $d$  avec celle des individus non encore bénéficiaires à cette date. En définissant  $T^d = \mathbf{1}(U^0 > D = d)$  le fait d'être entré en contrat à la date  $D = d$ , on estime :  $\Delta^d(t) = S^d(t | T^d = 1, X) - S^d(t | T^d = 0, X)$  où  $S^d(t)$  désigne la fonction de survie au chômage après la date  $d$ . L'estimateur agrégé est obtenu comme  $\Delta(t) = \sum_{d=0}^L p_1^d(t) \times \Delta^d(t)$

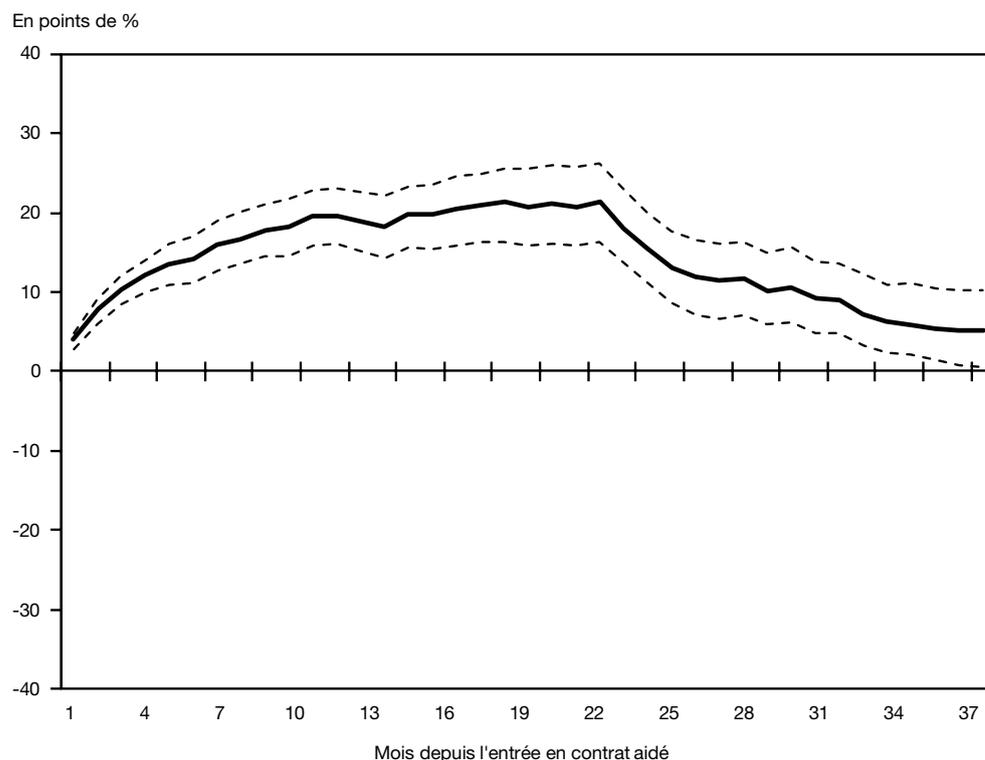
où  $L$  désigne la fin de la fenêtre d'observation et  $p_1^d(t)$  la probabilité d'entrer en contrat aidé à la date  $d$  parmi les bénéficiaires encore au chômage en  $t$ .

31. Outre ces considérations pratiques, le fait de retenir des intervalles trimestriels se justifie si l'on considère que l'entrée en dispositif est aléatoire au sein d'un trimestre (Fitzenberger et Speckesser, 2005).

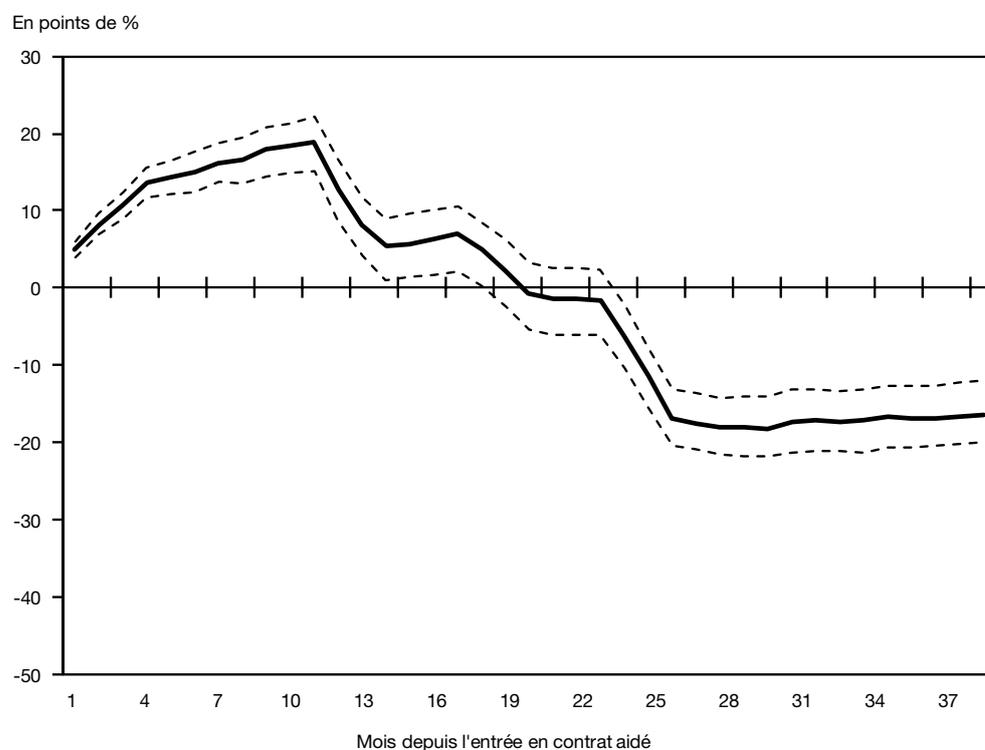
32. Les techniques d'appariement proprement dites étant difficilement applicables dans ce contexte, une approche de type repondération a été retenue pour calculer les fonctions de survie contrefactuelles (Xie et Liu, 2004) : les estimateurs de Kaplan-Meier ont été pondérés de manière à neutraliser les effets de composition dans les variables observables. L'approche traditionnelle consiste à pondérer les estimations par l'inverse du score de propension. Il existe toutefois des méthodes plus récentes totalement non paramétriques fondées sur l'entropie (entropy balancing) qui garantissent un très bon équilibrage des données (Hainmueller, 2012). Cette méthode est implémentée sous Stata grâce au module « ebalance ».

Figure VII  
**Effet moyen du passage en contrat aidé sur la survie au chômage des entrants au cours de la première année suivant leur inscription à l'ANPE**

A-CAE



B-CIE



Note : écarts-types calculés par *bootstrap* avec 200 répliques. Pour des raisons de lourdeur des calculs, les résultats présentés ici en pointillés ne prennent pas en compte le recalcul des poids à chaque itération.

Lecture : l'effet moyen du passage en CIE sur la survie au chômage est d'abord positif durant la période du contrat aidé, puis devient progressivement négatif avec l'échelonnement des sorties de CIE. Les écarts-types sont présentés en pointillés.

Champ : demandeurs d'emploi qui se sont inscrits à l'ANPE au 2<sup>e</sup> trimestre 2005 en France métropolitaine et entrés en contrat aidé entre cette date et le 2<sup>e</sup> trimestre 2007.

Source : Dares, Panel 2008 ; Pôle emploi, Fichier Historique ; ASP, base des conventions individuelles d'embauches en contrat aidé.

sont d'autant plus courts qu'ils interviennent tardivement au cours de l'épisode de chômage : la plupart des contrats des bénéficiaires entrés au cours de leur quatrième trimestre de chômage durent ainsi moins de 12 mois. Ce constat se traduit par une fin précoce de l'effet d'enfermement.

Dans le cas des CAE, l'effet du contrat reste globalement négatif sur l'accès à l'emploi stable. Néanmoins, les entrées plus tardives (notamment durant le quatrième trimestre) semblent davantage propices à une meilleure réinsertion.

\* \*  
\*

Les résultats des estimations sur le retour à l'emploi confirment ceux obtenus dans d'autres études : en supposant vérifiées les conditions nécessaires à la validité des estimations par appariement, on observerait un effet positif du passage en contrat aidé dans le secteur marchand, et un effet négatif dans le secteur non marchand. Ces résultats montrent une efficacité variable des dispositifs selon les modalités de leur mise en œuvre, les effets sur l'accès à l'emploi variant notamment selon la durée et le contenu du contrat, mais aussi selon le type d'employeur. Ces résultats soulignent également l'importance d'un ciblage approprié des contrats aidés – notamment selon la durée de l'épisode de chômage des demandeurs d'emploi – de manière à limiter au maximum les effets d'aubaine, et à réserver l'aide publique aux personnes sur lesquelles ces dispositifs sont les plus efficaces. En particulier, une analyse complémentaire au niveau macroéconomique permettrait de mesurer

33. En particulier, les taux de transition doivent nécessairement être de type « proportionnels » pour que le modèle soit identifié.

l'ampleur des « effets emploi », nuanciant éventuellement les effets observés sur les trajectoires professionnelles au niveau individuel.

D'autres objectifs de la politique des contrats aidés, particulièrement importants dans le secteur non marchand (effets contra-cycliques sur l'emploi, maintien du capital humain, amélioration des conditions de vie durant le contrat aidé, etc.), ne sont pas analysés dans cette étude. Les résultats présentés ici ne fournissent donc qu'une représentation limitée des effets du passage en contrat aidé. Le prochain panel de la Dares, dont la collecte a débuté en 2014, devrait en particulier permettre de mieux étudier les effets du passage en contrat aidé sur l'insertion sociale des bénéficiaires.

Par la suite, l'approche par appariement pourra être comparée à la méthode du *timing of events* proposée par Abbring et Van den Berg (2003). Cette méthode repose sur un modèle de durée à risques concurrents permettant de tenir compte d'une éventuelle hétérogénéité inobservée résiduelle. Par rapport aux méthodes par appariement, cette technique impose un cadre paramétrique plus contraignant<sup>33</sup> (Lalive, van Ours et Zweimüller, 2008). Elle relâche en revanche l'hypothèse d'indépendance conditionnelle en modélisant directement l'hétérogénéité inobservée. La spécificité des modèles de durée tient au fait que la séquence des transitions entre les différents états – chômage, emploi, contrat aidé – contient assez d'informations pour que le modèle soit identifié sans source exogène de variation du dispositif. Le *Panel 2008* est particulièrement adapté à cet égard puisque la fenêtre d'entrée en contrat aidé retenue dans le protocole d'enquête est d'un peu plus de deux ans, ce qui permet d'observer une grande variabilité des dates d'entrée en dispositif. □

## BIBLIOGRAPHIE

**Abbring J. et Van den Berg G. (2003)**, « The Nonparametric Identification of Treatment Effects in Duration Models », *Econometrica*, vol. 71, pp. 1491-1517.

**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° 54, pp. 61-79.

**Bayardin V. (2014)**, « Les contrats aidés de 2005 à 2011. Une démarche d'insertion sociale et professionnelle plus marquée et graduée selon les publics dans le secteur non marchand », *Dares Analyses*, n° 011, juin.

**Bayardin V. et Benoteau I. (2014)**, « Spécificités territoriales de la politique des contrats aidés du secteur non marchand. Cinq types de recours au CUI-CAE », *Dares Analyses*, n° 043, juin.

- Benoteau I. (2014)**, « Les déterminants de l'entrée en contrat aidé », *Dares Analyses*, n° 004, janvier.
- Bonnal L., Fougère D. et Sérandon A. (1997)**, « Evaluating the Impact of French Employment Policies on Individual Labour Market Histories », *Économie et Statistique*, n° 348, pp. 61-79.
- Brilhaut G. et Caron N. (2005)**, « La correction de la non-réponse totale : quelles méthodes ? », *La lettre du SSE n° 58*, Dossier « Méthode et redressement de la non-réponse ».
- Brion P., Caron N. et Piétri-Bessy P. (2005)**, « Redresser la non-réponse totale dans les enquêtes auprès des entreprises : les pièges à éviter. Illustration avec l'enquête innovation », *Actes des IX<sup>e</sup> Journées de Méthodologie Statistique*.
- 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. (2007)**, « Les méthodes micro-économétriques d'évaluation et leurs applications aux politiques actives de l'emploi », *Économie et Prévision*, vol. 177, pp. 91-118.
- Caliendo M. et Kopeinig S. (2008)**, « Some practical guidance for the implementation of propensity score matching », *Journal of Economic Surveys*, vol. 22, n° 1, pp. 31-72.
- Card D. (2014)**, « L'évaluation des politiques actives du marché du travail : quels enseignements ? », *Travail et Emploi*, n° 139.
- Card D., Kluve J. et Weber A. (2010)**, « Active Labor Market Policy Evaluations: A Meta-Analysis », *Economic Journal*, Royal Economic Society, vol. 120, n° 548, pp. F452-F477.
- Carling K. et Richardson K. (2004)**, « The relative efficiency of labour market programs: Swedish experience from the 1990s », *Labour Economics*, vol. 11, pp. 335-354.
- Caron N. (2005)**, « La correction de la non-réponse par repondération et par imputation », *Document de travail Insee*, n° M0502.
- Charpail C., Klein T. et Zilberman S. (2005)**, « Évaluation des politiques de l'emploi », *Document d'études*, Dares, n° 95, février.
- 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.
- Crépon B., Dufflo E., Gurgand M., Rathelot R. et Zamora P. (2013)**, « Do Labour Market Policies Have Displacement Effects? Evidence from a Clustered Randomized Experiment », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 128, n° 2, pp. 531-580.
- 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.
- Crépon B., Ferracci M., Jolivet G. et Van den Berg G. (2009)**, « Active labor market policy effects in a dynamic setting », *Journal of the European Economic Association*, vol. 7, n° 2-3, pp. 595-605.
- Crépon B. et Kamionka T. (2006)**, « Expertise des fichiers du Panel 2000 des bénéficiaires des politiques de l'emploi de la DARES et orientations pour le futur », *Mimeo*, Dares.
- Davezies L. et D'Haultfœuille X. (2009)**, « Faut-il pondérer ? ... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à un problème de sondage », *Document de travail Insee*, n° G2009/06.
- Duguet E., Goujard A. et L'Horty Y. (2007)**, « Les disparités spatiales du retour à l'emploi une analyse cartographique à partir de sources exhaustives », *Document de travail du CEE*, n° 85.
- Even K. et Klein T. (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. 3-32.
- Fendrich Y. (2010)**, « L'insertion professionnelle des personnes sorties de contrats aidés en 2008: un accès à l'emploi relativement peu affecté par la dégradation de la conjoncture », *Dares Analyses*, n° 078, novembre.
- Fendrich Y., Gratadour C. et Rémy V. (2010)**, « Les employeurs et les contrats aidés : motivations et processus de recrutement », *Dares Analyses*, n° 041, juin.
- Fendrich Y. et Rémy V. (2009)**, « L'insertion professionnelle, six mois après la sortie de contrats aidés », *Premières Synthèses*, n° 45.1, Dares, novembre.
- Fiteznberger B. et Speckesser S. (2005)**, « Employment effects of the provision of specific

professional skills and techniques in Germany », *Document de travail ZEW*, n° 05-77.

**Fontaine F. et Malherbet F. (2012)**, « Les effets macroéconomiques du Contrat unique d'insertion », *LIEPP Policy Brief*.

**Fredriksson P. et Johansson P. (2008)**, « Dynamic Treatment Assignment: The Consequences for Evaluations Using Observational Data », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 26, n° 4, pp. 435-445.

**Frölich M. (2007)**, « Propensity score matching without conditional independence assumption – with an application to the gender wage gap in the United Kingdom », *The Econometrics Journal*, vol. 10, n° 2, pp. 359-407.

**Garoché B. et Roguet B. (2013)**, « Les dépenses en faveur de l'emploi et du marché du travail en 2010 », *Dares Analyses*, n° 007.

**Fougère D., Kamionka T. et Prieto A. (2010)**, « L'efficacité des mesures d'accompagnement sur le retour à l'emploi », *Revue économique*, vol. 61, n° 3, pp. 599-612.

**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, n° 6, pp. 807-835.

**Givord P. (2010)**, « Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques », *Document de travail Insee*, n° G2010/08.

**Hainmueller J. (2012)**, « Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studie » *Political Analysis*, n° 20, pp. 25-46.

**Heckman J. et Todd P. (2009)**, « A Note on Adapting Propensity Score Matching and Selection Models to Choice Based Samples », *Econometrics Journal*, Royal Economic Society, vol. 12 (s1), pp. S230-S234.

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

**Hujer R., Caliendo M. et Thomsen S. (2004)**, « New evidence on the effects of job creation schemes in Germany – a matching approach with

threefold heterogeneity », *Research in Economics*, vol. 58, n° 4, pp. 257-302.

**Hujer R. et Thomsen S. (2010)**, « How Do Employment Effects of Job Creation Schemes Differ with Respect to the Foregoing Unemployment Duration ? », *Labour Economics*, vol. 17, n° 1, pp. 38-51.

**Kastoryano S. et Van der Klaauw J. (2011)**, « Dynamic Evaluation of Job Search Assistance », *Document de travail IZA*, n° 5424.

**Kluve J. (2010)**, « The effectiveness of European active labor market programs », *Labour Economics*, vol. 17, n° 6, pp. 904-918.

**Lalive R., van Ours J. C. et Zweimüller J. (2008)**, « The impact of active labour market programmes on the duration of unemployment in Switzerland », *The Economic Journal*, vol. 118, n° 525, pp. 235-257.

**Lechner M. (1999)**, « Earnings and employment effects of continuous off-the-job training in East Germany after unification », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 17, pp. 74-90.

**Le Rhun B. (2011)**, « Le parcours des salariés en contrat aidé chez leur employeur », *Dares Analyses*, n° 004, janvier.

**L'Horty Y. et Petit P. (2011)**, « Évaluation aléatoire et expérimentations sociales », *Revue française d'économie*, vol. XXVI, pp. 13-48.

**Manski C.F. et Lerman S. (1977)**, « The estimation of choice probabilities from choice based samples », *Econometrica*, vol. 45, n° 8, pp. 1977-1988.

**Mockzall A. (2014)**, « Effets d'aubaine et de substitution d'un dispositif allemand de subvention salariale pour demandeurs d'emploi difficilement employables », *Travail et Emploi*, n° 139, pp. 35-59.

**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.

**Sianesi B. (2001)**, « An evaluation of the active labour market programmes in Sweden », *Working Paper Series*, n° 2001-5, IFAU - Institute for Labour Market Policy Evaluation.

**Sianesi B. (2004)**, « An evaluation of the Swedish system of active labour market programmes in the

1990s », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 86, n° 1, pp. 133-155.

**Silverman B. W. (1986)**, *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman and Hall, Londres.

**Simmonet V. (2014)**, « Évaluation des politiques actives du marché du travail », *Travail et Emploi*, n° 139, pp. 5-14.

**Smith J. et Todd P. (2005)**, « Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental

estimators? », *Journal of Econometrics*, vol. 125, pp. 305-53.

**Stephan G. (2014)**, « Hétérogénéité sectorielle des effets d'un dispositif de subvention salariale sur les salaires et l'emploi en Allemagne », *Travail et Emploi*, n° 139, pp. 61-74.

**Xie J. et Liu C. (2005)**, « Adjusted Kaplan-Meier Estimator and Log-rank Test with Inverse Probability of Treatment Weighting for Survival Data », *Statistics in Medicine*, vol. 24, n° 20, pp. 3089-3110.

---

## RÉGLEMENTATION SUR LES CONTRATS AIDÉS

	Secteur marchand		Secteur non marchand	
	CIE	CI-RMA	CAE	CAV
Publics éligibles	Publics en difficulté, définis au niveau régional.	Bénéficiaires du revenu minimum d'insertion (RMI), de l'allocation de solidarité spécifique (ASS), de l'allocation de parent isolé (API), et à partir de 2006 de l'allocation aux adultes handicapés (AAH)*.	Publics en difficulté, définis au niveau régional.	Bénéficiaires du revenu minimum d'insertion (RMI), de l'allocation de solidarité spécifique (ASS), de l'allocation de parent isolé (API), et à partir de 2006 de l'allocation aux adultes handicapés (AAH)*.
Type de contrat de travail	CDI ou CDD de 24 mois maximum.	CDI** ou CDD de 6 mois minimum ou contrat de travail temporaire renouvelables deux fois dans la limite de 18 mois.	CDD de 6 mois minimum renouvelable dans la limite de 24 mois.	CDD de 24 mois, renouvelable dans la limite de 36 mois (voire 60 mois pour les plus de 50 ans et les travailleurs handicapés). Par dérogation, CDD d'une durée comprise entre 6 et 24 mois, renouvelable 2 fois dans la limite de 36 mois.
Temps de travail	Temps partiel ou temps complet ; s'il est à temps partiel, la durée hebdomadaire de travail doit être d'au moins 20 heures.	Temps partiel ou temps complet ; s'il est à temps partiel, la durée hebdomadaire de travail doit être d'au moins 20 heures.	Temps partiel ou temps complet ; s'il est à temps partiel, la durée hebdomadaire de travail doit être d'au moins 20 heures.	Durée hebdomadaire fixée à 26 heures. À partir du début 2006, elle peut être comprise entre 20 et 26 heures lorsque l'embauche est réalisée par les ateliers et chantiers d'insertion ou par une entreprise ou une association de services à la personne.
Formation	Pas de formation obligatoire (actions facultatives)	Pas de formation obligatoire (actions facultatives)	Formation et/ou accompagnement individualisé	Formation et/ou accompagnement individualisé
Prise en charge de l'Etat	Aide mensuelle de l'État fixée par arrêté du préfet de région, dans la limite de 47 % du Smic.	Aide forfaitaire égale au montant du RMI-RSA garanti à une personne isolée.	Aide mensuelle de l'État fixée par arrêté du préfet de région, dans la limite de 95 % du Smic.	Aide forfaitaire égale au montant du RMI-RSA garanti à une personne isolée. Aide dégressive complémentaire : 75 % du coût restant en charge de l'employeur la première année, 50 % les années suivantes.  L'aide complémentaire de l'État a été égale à 90 % du coût restant à la charge de l'employeur les 6 premiers mois jusque fin 2007.  <i>Pour les ateliers et chantiers d'insertion, le taux de l'aide est fixé à 90 % pendant toute la durée d'exécution du contrat.</i>
Autres avantages pour l'employeur	Cumul possible avec certains dispositifs d'allègement ou d'exonération de cotisations patronales de sécurité sociale. Exclusion de l'effectif pendant la durée de la convention, sauf pour la tarification AT-MP.	Cumul possible avec certains dispositifs d'allègement ou d'exonération de cotisations patronales de sécurité sociale. Exclusion de l'effectif pendant la durée de la convention, sauf pour la tarification AT-MP.	Exonérations des cotisations et contributions patronales de sécurité sociale dans la limite du Smic, de la taxe sur les salaires, de la taxe d'apprentissage, de la taxe due au titre de l'effort de construction.	Exonération de cotisations et de contributions patronales de sécurité sociale. Aide supplémentaire de 1500 € en cas d'embauche en CDI avant la fin du contrat.
Employeurs éligibles	Tous les employeurs entrant dans le champ de l'assurance chômage et les employeurs de pêche maritime. Les particuliers employeurs sont exclus.	Tous les employeurs entrant dans le champ de l'assurance chômage et les employeurs de pêche maritime. Les particuliers employeurs sont exclus.	Les collectivités territoriales et autres personnes morales de droit public, les personnes morales chargées de la gestion d'un service public, les autres organismes de droit privé à but non lucratif.	Les collectivités territoriales et autres personnes morales de droit public, les personnes morales chargées de la gestion d'un service public, les autres organismes de droit privé à but non lucratif.

\* Suite au décret du 22 mars 2006, l'AAH devient un critère d'éligibilité pour conclure un contrat d'avenir. Suite au décret du 20 avril 2006, cette allocation permet également d'accéder au CI-RMA.

\*\* À partir de 2006 (loi du 23 mars 2006)

## ANNEXE 2

## LE CALCUL DES PONDÉRATIONS

Afin d'assurer la représentativité des estimations conduites sur le *Panel 2008*, les poids de sondage des individus ayant répondu à l'enquête ont été modifiés pour corriger la non-réponse en première vague, ainsi que l'attrition entre les deux vagues. Il s'agit d'attribuer à chaque répondant une probabilité de réponse qui, multipliée par la probabilité d'inclusion, permet d'obtenir des estimateurs sans biais sur la population du champ couvert. Dans le cas de l'estimation du total d'une variable  $Y$ , on a :

$$Y = \sum_R \frac{1}{\pi_r} y_r$$

où  $R$  désigne l'ensemble des répondants,  $y_r$  la valeur de la variable  $Y$  pour l'individu répondant  $r$ ,  $p_r$  sa probabilité de réponse et  $\pi_r$  sa probabilité d'inclusion.

En l'absence de connaissance des vraies probabilités de réponse, les poids sont obtenus par un modèle de non-réponse et par calage (Caron, 2005). Pour chaque population de bénéficiaires et de non-bénéficiaires, un arbre de décision modélisant le comportement de réponse a été construit grâce à l'algorithme CHAID (*CHI-Square Automatic Interaction Detection*)<sup>1</sup>. Cette méthode par segmentation permet de partitionner les individus de manière à obtenir des groupes d'individus les plus homogènes possibles du point de vue du comportement de réponse. On estime les probabilités de réponse au sein de chaque groupe  $h$  par le rapport pondéré (par les probabilités d'inclusion  $\pi$ ) du nombre de répondants  $r_h$  dans la sous-population  $h$  sur le nombre d'individus  $n_h$  enquêtés dans cette même sous-population :

$$p_h = \frac{\sum_{r_h} 1 / \pi_k}{\sum_{n_h} 1 / \pi_k}$$

Cette méthode générale a été mise en œuvre en deux étapes : i) pour corriger la non-réponse en première interrogation, en mobilisant les variables présentes dans la base de sondage (caractéristiques individuelles, trajectoires sur le marché du travail, caractéristiques du contrat aidé de référence) ; ii) pour corriger l'attrition entre les deux interrogations, en exploitant de surcroît les informations collectées en première interrogation. Les variables expliquant l'attrition n'ont en effet aucune raison *a priori* d'être identiques à celles expliquant la non-réponse. En première étape, en plus des variables « classiques » d'explication de la non-réponse, telles

que le sexe, la situation familiale ou le niveau de diplôme, jouent également la trajectoire antérieure sur le marché du travail (la durée de chômage indemnisé ou non, la perception d'un minimum social) et les caractéristiques du contrat aidé de référence (cf. tableau en annexes du premier article de ce dossier). La prise en compte des variables d'enquête en deuxième étape permet d'enrichir l'analyse et de mieux modéliser le comportement d'attrition. Par exemple, le motif d'entrée ou l'utilité retirée du passage en contrat aidé expliquent quasi-systématiquement l'attrition des bénéficiaires.

Un calage sur marges a également été mis en œuvre à chaque étape afin de redonner à l'échantillon une structure comparable à celle de la base de sondage, constituée des personnes qui se sont inscrites à l'ANPE au printemps 2005. Chaque population a été calée séparément. Les variables retenues pour caler les échantillons sont issues des fichiers de l'ANPE, ainsi que des conventions individuelles d'embauche en contrat aidé pour les bénéficiaires.

Certains individus ont été repérés comme hors champ parmi les enquêtés<sup>2</sup> : ils ont été traités comme répondants – avec dilatation de leur poids – puis supprimés de l'échantillon en fin de première étape avec leurs poids redressés et calés (Brion *et al.*, 2005 ; Brilhaut et Caron, 2005). Le calage de l'échantillon de la deuxième vague – qui compte uniquement les répondants à la deuxième vague appartenant au champ de l'enquête – s'effectue alors sur les marges construites à partir de l'échantillon de répondants à la première vague pondéré par les poids calés de première étape. Cette méthode permet d'estimer les caractéristiques des individus dans le champ de l'enquête, et assure par conséquent une bonne représentativité de l'échantillon.

1. La modélisation par segmentation procède par itération pour répartir les individus sous la forme d'un arbre de décision : partant de l'échantillon total (nœud initial - sommet de l'arbre de décision), chaque embranchement successif est déterminé par la variable qui influence le plus significativement le comportement de réponse parmi les variables retenues pour la modélisation. L'algorithme de CHAID sélectionne à chaque nœud la variable avec la valeur statistique du  $\chi^2$  la plus élevée.

2. Les hors champs recouvrent les bénéficiaires ayant déclaré ne pas avoir eu de contrat aidé, les non-bénéficiaires éligibles ayant déclaré être passés par un contrat aidé sur la période de référence et les individus repérés comme hors cible par les enquêteurs (personnes décédées par exemple).

## LES MODÈLES DE DURÉE

Les entrées en contrat aidé étant relativement étalées dans le temps, l'analyse de leurs déterminants nécessite de prendre en compte la dimension temporelle du processus d'entrée. Les modèles de durée sont particulièrement bien adaptés à ce type de données : ils permettent de modéliser explicitement la durée écoulée avant un événement tout en prenant en compte le phénomène de censure. On parle de censure lorsque la durée d'intérêt, en l'occurrence la durée passée au chômage avant l'entrée en contrat aidé, n'est pas observée pour tous les individus. Deux raisons principales peuvent expliquer ce phénomène de censure : une fenêtre d'observation trop courte dans l'enquête (les individus ne sont pas encore sortis du chômage à la dernière date d'interrogation) ou une sortie du chômage vers un autre état que celui d'intérêt (par exemple, les individus ont trouvé un emploi avant d'entrer en contrat aidé). Dans les deux cas, la censure fait perdre de l'information sur la durée d'intérêt. Il est donc nécessaire d'en tenir compte dans la modélisation.

La distribution de la durée  $D$  passée au chômage avant l'entrée en contrat aidé peut être étudiée à travers deux approches complémentaires.

- La fonction de survie qui représente la probabilité que la durée au chômage soit au moins égale à  $d$  (c'est-à-dire la proportion de demandeurs d'emploi éligibles aux contrats aidés non encore entrés en mesure  $d$  mois après leur inscription à l'ANPE au deuxième trimestre 2005) :

$$S(d) = P(D > d) = 1 - F(d)$$

Cette fonction peut être estimée empiriquement par un estimateur de type Kaplan Meier, tenant compte des données censurées.

- La fonction de hasard, ou fonction de risque, qui correspond à la probabilité instantanée de sortie du chômage vers le contrat aidé, conditionnellement au nombre de périodes passées au chômage :

$$h(d) = f(d) / S(d)$$

Une dépendance temporelle positive signifie que la probabilité de sortir du chômage augmente avec la durée passée au chômage. Réciproquement, une dépendance temporelle négative signifie que la probabilité de sortir du chômage diminue avec la durée passée au chômage.

Différents modèles permettent d'estimer cette fonction. Ils supposent généralement que le hasard peut s'écrire sous la forme  $h(d) = h_0(d) \exp(x\beta)$  où  $h_0$ , appelé hasard de base, et peut être interprété comme un hasard

moyen, translaté sous l'effet des variables explicatives  $X$ . Les modèles imposent alors différentes formes paramétriques (exponentielle, weibull, etc.) pour le hasard de base  $h_0$ . Cette modélisation implique la proportionnalité des hasards entre individus, autrement dit que le rapport des risques entre individus ne dépende pas du temps<sup>3</sup>.

La contribution de chaque individu à la vraisemblance dépend de la réalisation ou non du dispositif. Pour les individus entrés en contrat aidé à la date  $d$ , on observe la densité  $f(d)$  de la variable aléatoire de durée de chômage avant entrée en contrat aidé. En revanche, pour les individus non entrés en contrat aidé – dont la durée de chômage est censurée – on observe :  $P(D > d) = S(d)$ . On en déduit la vraisemblance associée au modèle :

$$\begin{aligned} L(d_i | x_i, \beta) &= \prod_i \underbrace{[f(d_i | x_i, \beta)]^{(1-c_i)}}_{\text{épisodes complets}} \underbrace{[S(d_i | x_i, \beta)]^{c_i}}_{\text{épisodes censurés}} \\ &= \prod_i [h(d_i | x_i, \beta)]^{(1-c_i)} [S(d_i | x_i, \beta)] \end{aligned}$$

avec  $c$  l'indicatrice de censure,  $X$  les variables observables et  $\beta$  le paramètre estimé.

Compte tenu de la nature discrète des données (le statut des individus sur le marché du travail est observé sur une base mensuelle), une modélisation en temps discret est retenue. Cette approche permet de tenir compte du calendrier d'activité déclaré par les individus dans l'enquête. En parallèle de leur inscription à l'ANPE, les demandeurs d'emploi ont pu connaître avant leur entrée en contrat aidé un épisode d'emploi, de formation ou d'inactivité et ce d'autant plus que la période précédant leur entrée en contrat aidé a été longue. Il est donc important de prendre en compte cet historique dans l'appariement. La modélisation en temps discret permet de faire évoluer mois par mois la situation des enquêtés sur le marché du travail.

Une transformation de type « complémentaire log log » (*cloglog*) a été retenue dans cette étude : elle permet d'interpréter les coefficients comme des taux de hasard de l'événement d'intérêt en temps continu. Les variables temporelles sont introduites sous forme quadratique.

3. Cette hypothèse de hasards proportionnels, bien que généralement admise, est toutefois assez forte. Des travaux ultérieurs pourront s'attacher à tester différentes formes de hasard.

## ANNEXE 4

**ESTIMATION DE LA PROBABILITÉ INSTANTANÉE D'ENTRER EN CONTRAT AIDÉ  
(modélisation en temps discret de type *cloglog*, *odds ratio*)**

	CAE	CAV	CIE	CIRMA
Caractéristiques individuelles				
<b>Âge</b>				
Moins de 26 ans	1,468**	1,111	0,698**	0,933
<i>De 26 à 50 ans</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Plus de 50 ans	1,034	0,557*	1,165	0,347**
Femme	1,785***	1,570***	0,923	0,850
<b>Diplôme</b>				
<i>Inférieur au CAP-BEP</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
CAP-BEP	1,214	0,910	1,557***	1,245
Niveau Bac	1,259	1,203	1,704***	1,178
Supérieur au Bac	0,887	1,105	1,213	1,069
<b>Santé</b>				
<i>En très bonne santé</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
En assez bonne santé	1,034	0,715*	1,045	0,665
En assez mauvaise santé	0,800	0,477***	0,961	0,622
En très mauvaise santé	0,836	0,987	0,818	0,606
<b>Handicap</b>				
<i>Pas de handicap</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Handicap reconnu administrativement	1,304	0,600**	1,712***	0,599
Handicap non reconnu administrativement	0,417***	0,896	0,976	0,418
<b>Origine</b>				
<i>Aucun parent d'origine extra-européenne</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Un parent d'origine extra-européenne	0,788	0,626*	1,021	0,532
Deux parents d'origine extra-européenne	0,930	0,779	0,687**	0,469**
Trajectoire sur le marché du travail avant le deuxième trimestre 2005				
<b>Parcours avant l'inscription au deuxième trimestre 2005</b>				
<i>Toujours ou principalement en emploi</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Alternance de périodes d'emploi, de chômage et d'inactivité	1,503***	1,328*	1,233	0,780
Toujours ou principalement été au chômage	1,380*	0,955	0,896	1,711
Toujours ou principalement été inactif	1,692***	1,459	1,052	1,019
<b>Durée cumulée au chômage de 1997 au deuxième trimestre 2005</b>				
<i>Moins d'un mois</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
De 1 à 12 mois	1,140	0,761	1,227	0,672
De 1 à 2 ans	1,923***	0,782	1,221	0,462
Plus de 2 ans	1,555*	0,612	1,033	0,229**
<b>Durée cumulée au chômage indemnisé de 1997 au deuxième trimestre 2005</b>				
<i>Moins d'un mois</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
De 1 à 12 mois	0,963	1,134	1,054	1,351
De 1 à 2 ans	0,778	1,084	1,335	2,559*
Plus de 2 ans	1,014	1,343	1,419	2,185
<b>Durée cumulée au chômage en catégorie A, B ou C entre les deuxièmes trimestres 2004 et 2005</b>				
<i>Moins d'un mois</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
De 1 à 3 mois	1,011	1,575*	1,386*	3,474***
De 3 à 6 mois	1,483*	1,306	1,893***	2,814***
Plus de 6 mois	1,403**	1,454*	1,936***	3,364***
Bénéficiaire de contrat aidé entre 2002 et 2005	2,195***	1,090	1,558**	0,416**

→

	CAE	CAV	CIE	CIRMA
Variables liées à la recherche d'emploi				
Objectif lors de l'inscription à l'ANPE				
<i>Travailler à tout prix</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Travailler dans un domaine précis	0,851	0,629***	0,664***	0,468***
Autre	0,383***	0,334***	0,245***	0,148***
Motif d'inscription à l'ANPE				
<i>Licenciement</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Démission	1,107	4,415***	0,819	0,898
Fin de contrat ou de mission d'intérim	1,338*	3,612***	0,583***	1,025
Première entrée sur le marché du travail	1,498	6,436***	0,705	0,721
Autre	1,280	4,199***	0,730**	0,993
Freins à la recherche d'emploi en 2005				
<i>Aucun frein</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Problème de santé	1,575	0,673	0,952	0,567
Problèmes de discrimination	0,953	0,968	1,297	0,929
Problèmes de garde	1,547	0,660	0,601	0,683
Problèmes pour trouver un emploi	1,562	1,027	0,829	1,220
Problèmes de transports	0,713	0,939	0,925	1,835
Peu d'offres d'emploi dans le domaine de compétences	1,373*	0,817	0,906	0,666
Diplôme ou formation insuffisants	1,298	0,487**	1,143	0,722
Pas assez d'expérience professionnelle	1,085	1,006	0,930	0,829
Caractéristiques du contrat non satisfaisantes	0,580	0,222***	0,855	0,293**
Aucune aide institutionnelle (aide pour le CV, formation,...)	0,552**	0,913	0,685	1,146
Situation lors de l'inscription à l'ANPE				
<i>Immédiatement disponible et recherche d'un CDI à temps plein</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Immédiatement disponible et recherche d'un CDI à temps partiel	1,116	0,595**	0,692**	0,510*
Immédiatement disponible et recherche d'un CDD	0,703*	0,272***	0,512***	0,738
Emploi déclaré en parallèle de l'inscription à l'ANPE				
	0,565***	0,345***	0,629***	0,581**
Permis de conduire				
	1,158	0,864	1,712***	4,291***
Connexion internet				
	1,490***	0,813	1,347**	1,628*
Rapport aux études et littératie				
Sentiment d'avoir dû arrêter trop tôt ses études				
	0,921	1,224	1,014	1,351
Sentiment que les études ont aidé à réussir quelque chose dans la vie				
	0,969	1,191	0,957	1,474*
Français (uniquement) parlé dans l'enfance				
	1,147	0,945	1,013	0,637
Capacité à lire très facilement un journal français				
	0,948	0,829	0,911	0,931
Capacité à écrire une lettre très facilement				
	0,988	1,051	1,109	0,796
Environnement familial et conditions de vie au deuxième trimestre 2005				
Conjoint en emploi				
	0,957	1,207	1,224*	1,246
Nombre d'enfants à charge				
<i>Aucun</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Un enfant	0,940	1,171	1,151	1,649*
Deux enfants	0,876	1,264	0,952	1,458
Trois enfants ou plus	1,068	0,960	1,030	0,831
Présence de personnes dépendantes à charge				
	0,676	0,404*	1,523	0,175**
Propriétaire de son logement				
	0,849	1,489*	0,854	1,590*
Perception d'un minimum social dans la famille				
	0,569***	1,013	0,553***	1,035
Paiement de l'impôt sur le revenu				
	0,743**	0,409***	0,778**	0,543**
À l'aise financièrement				
	1,008	0,720	0,753**	0,944
Présence de personnes sur qui compter				
	0,808*	0,933	1,107	1,004
Bénéficiaire de la CMU				
	1,041	1,529**	1,051	0,573**



	CAE	CAV	CIE	CIRMA
Données de contexte macroéconomique				
Taux de chômage départemental au deuxième trimestre 2005	0,989	0,770***	0,987	1,010
Indicatrices régionales fonction du taux d'accès aux contrats aidés	oui	oui	oui	oui
Nombre d'observations	2 879	2 048	3 031	1 431

Note : des variables temporelles, ainsi que des interactions entre celles-ci et les variables de calendrier d'activité, ont été introduites dans les estimations mais n'apparaissent pas dans ce tableau par souci de lisibilité.

Lecture : être âgé de moins de 26 ans favorise la probabilité d'entrée en CAE par rapport au fait d'être âgé de 26 à 50 ans. Seuils de significativité : \* 10 % ; \*\* 5 % ; \*\*\* 1 %.

Champ : demandeurs d'emploi qui se sont inscrits à l'ANPE au 2<sup>e</sup> trimestre 2005 en France métropolitaine.

Source : Dares, Panel 2008 ; Pôle emploi, Fichier Historique.

## TEST D'ÉGALITÉ DES MOYENNES ENTRE POPULATIONS DE BÉNÉFICIAIRES ET DE TÉMOINS

En points de %

		Différences de moyenne entre témoins et bénéficiaires, avant et après appariement			
		CAE	CAV	CIE	CI-RMA
Femme	non apparié	- 16,7*	- 13,2*	4,3*	1,0
	apparié	0,7	1,4	- 0,7	- 1,0
Âge					
Moins de 26 ans	non apparié	- 9,1*	2,2	11,0*	7,9*
	apparié	0,1	1,2	- 0,8	- 0,7
De 26 à 50 ans	non apparié	9,3*	- 7,8*	- 4,9*	- 13,8*
	apparié	- 0,1	- 0,9	0,3	0,9
Plus de 50 ans	non apparié	- 0,2	5,6*	- 6,2*	5,9*
	apparié	- 0,1	- 0,3	0,5	- 0,2
Diplôme					
Inférieur au CAP-BEP	non apparié	- 3,1	- 2,8	2,7	7,4*
	apparié	0,2	- 0,6	- 0,5	- 2,1
CAP-BEP	non apparié	- 4,9*	- 0,5	- 3,8*	- 3,7
	apparié	0,8	- 0,4	- 0,2	1,1
Niveau Bac	non apparié	- 1,6	- 0,2	- 1,3	- 0,7
	apparié	- 0,2	0,3	0,3	- 0,4
Supérieur au Bac	non apparié	9,0*	3,9	1,3	- 2,8
	apparié	- 0,7	- 0,3	0,4	0,2
Santé					
En très bonne santé	non apparié	1,0	- 4,7	4,9*	- 9,5*
	apparié	- 0,4	2,5	- 0,9	3,6
En assez bonne santé	non apparié	- 1,0	- 4,0	- 1,5*	- 3,1
	apparié	- 0,5	- 0,4	0,3	1,0
En assez mauvaise santé	non apparié	1,4	7,2*	- 1,4	6,9*
	apparié	0,1	- 0,5	- 0,1	- 1,2
En très mauvaise santé	non apparié	- 0,9	- 1,4	- 1,1*	2,2
	apparié	0,3	- 0,3	- 0,2	- 0,6
Handicap					
Pas de handicap	non apparié	- 2,7*	2,3	- 5,8*	3,6
	apparié	- 0,1	- 0,2	- 0,2	- 0,1
Handicap reconnu administrativement	non apparié	1,7*	0,2	0,0	2,1
	apparié	- 0,1	0,1	0,0	- 0,4
Handicap non reconnu administrativement	non apparié	1,0	- 2,5	5,8*	- 5,7*
	apparié	0,2	0,2	0,3	0,5
Parcours avant l'inscription à l'ANPE en 2005					
Toujours ou principalement en emploi	non apparié	20,2*	18,9*	1,5	- 1,4
	apparié	- 0,8	- 0,9	0,5	1,7
Alternance de périodes d'emploi, de chômage et d'inactivité	non apparié	- 10,4*	- 12,4*	- 6,6*	- 2,9
	apparié	0,9	0,7	0,5	- 0,6
Toujours ou principalement été au chômage	non apparié	- 3,9*	- 2,8	- 0,4	- 1,2
	apparié	- 0,1	- 1,1	- 0,5	- 0,4
Toujours ou principalement été inactif	non apparié	- 5,8*	- 3,7	5,5*	5,5*
	apparié	0,1	1,4	- 0,5	- 0,6

→

En points de %

		Différences de moyenne entre témoins et bénéficiaires, avant et après appariement			
		CAE	CAV	CIE	CI-RMA
Durée cumulée au chômage de 1997 au deuxième trimestre 2005					
Moins d'un mois	non apparié	7,2*	3,9	7,4*	4,0
	apparié	- 0,7	0,5	- 0,6	2,4
De 1 à 12 mois	non apparié	4,2*	2,5	6,0*	4,4
	apparié	0,0	0,3	- 0,2	- 0,6
De 1 à 2 ans	non apparié	- 0,1	1,9	- 3,5*	- 3,0
	apparié	- 0,2	0,2	0,4	0,3
Plus de 2 ans	non apparié	- 11,3*	- 8,2*	- 10,0*	- 5,3
	apparié	0,9	- 1,1	0,4	- 2,1
Objectif lors de l'inscription à l'ANPE					
Travailler à tout prix	non apparié	2,8	3,6	- 0,2	0,2
	apparié	0,1	- 0,4	0,6	- 0,4
Travailler dans un domaine précis	non apparié	- 12,6*	- 10,3*	- 12,8*	- 11,4*
	apparié	1,1	1,6	0,6	1,7
Autre	non apparié	9,8*	6,7*	13,1	11,2*
	apparié	- 1,2	- 1,1	- 1,3	- 1,2
Motif d'inscription à l'ANPE au deuxième trimestre 2005					
Licenciement	non apparié	10,0*	10,0*	- 6,2*	- 3,9
	apparié	- 0,7	- 1,1	0,7	0,4
Démission	non apparié	2,1*	1,4	0,6	1,1
	apparié	- 0,1	- 0,2	0,0	- 0,4
Fin de contrat ou de mission d'intérim	non apparié	0,6	- 0,5	7,3*	0,5
	apparié	0,5	0,5	- 0,3	1,1
Première entrée sur le marché du travail	non apparié	- 2,1	- 0,4	3,1*	2,5*
	apparié	0,3	0,3	- 0,3	- 0,3
Autre	non apparié	- 10,5*	- 10,5*	- 4,8*	- 0,2
	apparié	0,1	0,6	- 0,1	- 0,8
Situation lors de l'inscription à l'ANPE					
Disponible et à la recherche d'un CDI à temps plein	non apparié	1,4	- 4,1	- 6,6*	- 8,4*
	apparié	0,2	0,9	0,6	1,1
Disponible et à la recherche d'un CDI à temps partiel	non apparié	- 5,5*	1,0	1,6	6,8*
	apparié	0,0	- 0,7	- 0,2	- 1,0
Disponible et à la recherche d'un CDD	non apparié	4,1*	3,2*	5,0*	1,6
	apparié	- 0,2	- 0,2	- 0,4	- 0,1
Perception d'un minimum social dans la famille en 2005	non apparié	- 0,1	- 17,1*	2,7	- 4,7
	apparié	- 0,2	1,4	- 0,3	0,0
Paiement de l'impôt sur le revenu	non apparié	14,8*	13,0*	4,4*	1,6
	apparié	- 0,6	- 1,4	- 0,1	- 0,1
Bénéficiaire de la CMU ou de la CMUC	non apparié	- 7,3*	- 16,1*	0,9	11,8*
	apparié	0,7	1,4	- 0,4	- 2,0

Note : sur l'échantillon apparié, les moyennes des caractéristiques sont calculées à partir des valeurs contrefactuelles obtenues en appliquant le poids d'appariement (fonction noyau) aux caractéristiques des témoins.

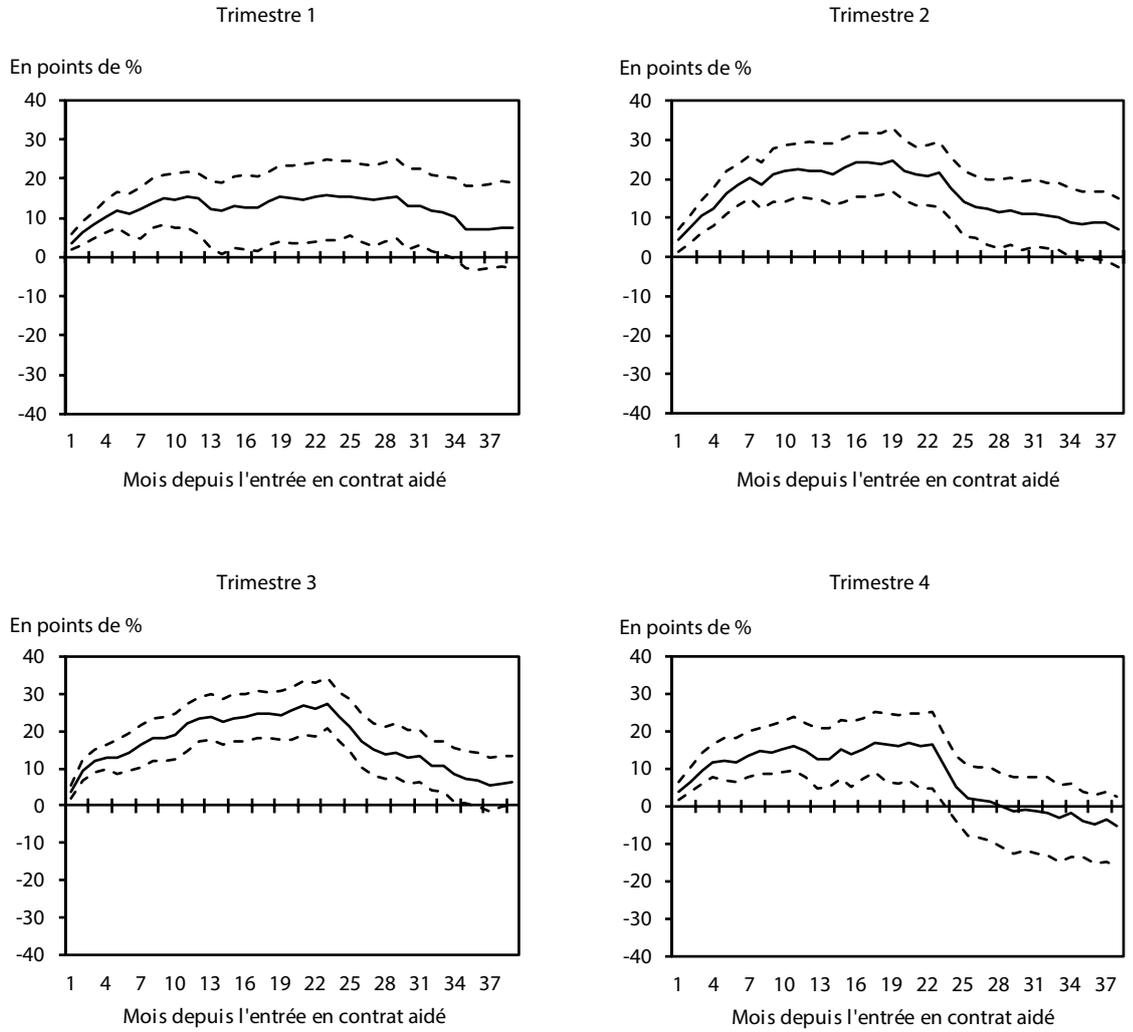
Lecture : l'hypothèse nulle d'égalité des moyennes entre témoins et bénéficiaires sur l'échantillon apparié n'est jamais rejetée au seuil de 5 % (significativité au seuil de 1 % symbolisée par une étoile).

Champ : demandeurs d'emploi qui se sont inscrits à l'ANPE au 2<sup>e</sup> trimestre 2005 en France métropolitaine.

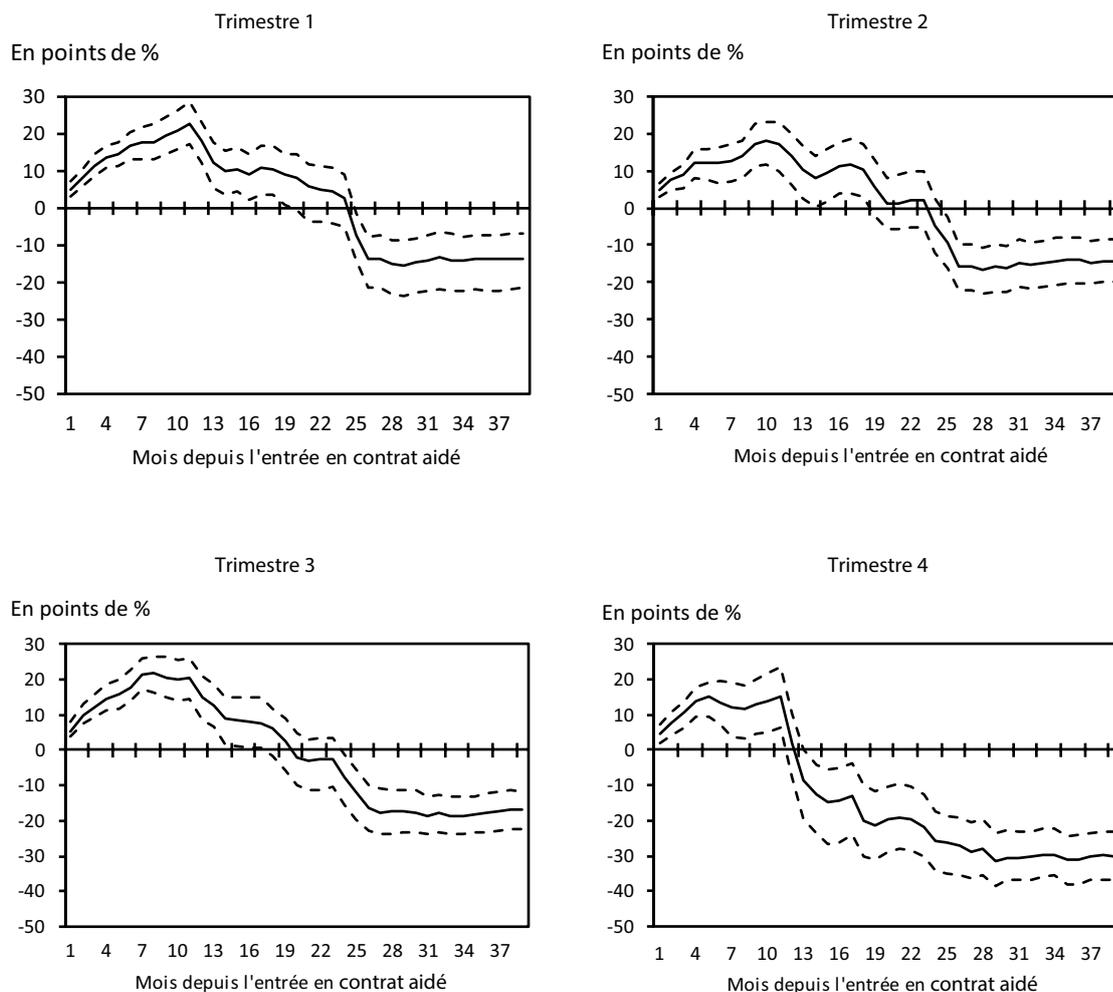
Source : Dares, Panel 2008 ; Pôle emploi, Fichier Historique.

**EFFETS MOYENS DU PASSAGE EN CONTRAT AIDÉ SUR LA SURVIE AU CHÔMAGE,  
EN FONCTION DU TRIMESTRE D'ENTRÉE EN DISPOSITIF**

CAE



CIE



Note : écarts-types calculés par *bootstrap* avec 200 répliquions. Pour des raisons de lourdeur des calculs, les résultats présentés ici en pointillés ne prennent pas en compte le recalcul des poids à chaque itération.

Lecture : l'effet moyen du passage en CIE sur la survie au chômage est d'abord positif durant la période du contrat aidé, puis devient progressivement négatif avec l'échelonnement des sorties de CIE. L'effet positif à moyen terme est plus fort pour les personnes entrées au cours de leur quatrième trimestre de chômage.

Champ : demandeurs d'emploi qui se sont inscrits à l'ANPE au 2<sup>e</sup> trimestre 2005 en France métropolitaine et entrés en contrat aidé entre cette date et le 2<sup>e</sup> trimestre 2007.

Source : Dares, Panel 2008 ; Pôle emploi, Fichier Historique ; ASP, base des conventions individuelles d'embauches en contrat aidé.

