



# Evaluation des politiques de l'emploi : analyse théorique et micro-économétrique

Sayfeddine Bejaoui

## ► To cite this version:

Sayfeddine Bejaoui. Evaluation des politiques de l'emploi : analyse théorique et micro-économétrique. Economies et finances. Université Paris Dauphine - Paris IX, 2013. Français.

**HAL Id: tel-00990099**

**<https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-00990099>**

Submitted on 13 May 2014

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

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

**ECOLE DOCTORALE DE DAUPHINE  
CENTRE DE RECHERCHES LEDa-DIAL**

## **EVALUATION DES POLITIQUES DE L'EMPLOI**

### **THÈSE**

Pour l'obtention du grade de  
**Docteur ES SCIENCES ÉCONOMIQUES**  
*(arrêté du 7 août 2006)*

Présentée et soutenue publiquement le 20 décembre 2013

Par

**Sayfeddine BEJAOU**

### **Jury**

**Directeur :** **M. Marc RAFFINOT**  
Professeur à l'Université Paris-Dauphine

**Rapporteurs :** **M. Dominique REDOR**  
Professeur à l'Université Paris-Est Marne-la-Vallée  
**M. Alain TROGNON**  
Professeur à l'Université Paris-I Panthéon Sorbonne

**Suffragants :** **M. Thomas BRODATY**  
Maître de conférences à l'Université de Cergy-Pontoise

*L'université Paris-Dauphine n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse, ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.*

## **REMERCIEMENTS**

*Je tiens tout d'abord à remercier Monsieur Marc RAFFINOT, mon Directeur, et Monsieur Mohamed Ali MAROUANI, mon co-encadrant, qui sont en grande partie à l'origine de cette thèse et grâce à qui, ce travail a abouti. Je les remercie pour tout le temps qu'ils ont consacré à diriger mon travail. Je leur suis reconnaissant pour leur confiance, leurs conseils, leur soutien et leurs encouragements.*

*Mes remerciements s'adressent aussi aux membres du jury, Monsieur le Professeur Alain TROGNON, Monsieur le Professeur Dominique REDOR et Monsieur le maître de conférences Thomas BRODATY, qui ont aimablement accepté de consacrer du temps à la lecture de cette thèse.*

*Ma reconnaissance va aussi vers toute l'équipe de la DARES (Direction de l'Animation de la Recherche, des Etudes et des Statistiques), de la bibliothèque de recherche de l'université Paris- Dauphine et de Cujas (Université Paris I) : grâce à eux, j'ai pu constituer une bonne part de mes ressources de travail : données, ouvrages, articles, etc. Merci pour leur accueil bienveillant et leur service efficace.*

*J'exprime aussi ma gratitude à tous mes amis et ceux qui ont contribué de près ou de loin à la réalisation de ce travail.*

*Parce que ma position en tant que doctorant ne se résume pas à effectuer un travail de recherche et me permet de donner des cours, je n'oublie pas de remercier mes étudiants du Master « EPOLPRO parcours politiques publiques » Université Paris I, pour toute l'attention qu'ils ont porté à mon cours d'évaluation des politiques publiques.*

*Enfin, j'ai accompli ce travail en pensant à ma famille. Leur présence à mes côtés a toujours été un puissant stimulant pour moi. Leur compréhension et leur réconfort, leur indéfectible soutien m'ont insufflé la force d'aller jusqu'au bout. Ce travail leur est dédié.*

*A ma mère*

*A la mémoire de mon père*

# Table des matières

<b>1. Introduction Générale.....</b>	<b>1</b>
1.1 Définition et délimitation de l'objet à évaluer .....	3
1.1.1 Difficultés pour définir le champ de la politique de l'emploi.....	3
1.1.2 Le fondement théorique .....	6
1.1.3 Justifications d'un statut de politique publique.....	10
1.1.4 Construction de l'objet.....	11
1.2 Présentation de la problématique de la thèse et restriction du champ d'analyse empirique .....	12
1.2.1 Prise en compte de programmes multiples .....	13
1.2.2 Hétérogénéité des publics-cibles et construction de la situation contrefactuelle la plus crédible .....	14
1.2.3 Nécessité de recourir à une évaluation multicritère .....	16
1.3 La démarche .....	17
1.4 Conclusion .....	20
1.5 Annexe : Dépenses publiques consacrées aux politiques de l'emploi.....	22
<b>2. Analyse critique de l'efficacité de la politique de l'emploi : étude théorique vs. empirique .....</b>	<b>23</b>
2.1 Introduction .....	23
2.2 Biais de sélection retenus lors de l'évaluation d'un dispositif ciblé de politique d'emploi .....	25
2.2.1 Le comportement d'auto-sélection.....	26
2.2.2 Le comportement de sélection des agents locaux de l'emploi.....	31
2.3 Retour sur le comportement d'auto-sélection .....	34
2.4 Retour sur le comportement de sélection des agents locaux de l'emploi .....	39
2.5 Les agents centraux de l'emploi.....	42
2.6 Comportement de sélection des entreprises .....	45
2.7 L'Etat .....	48
2.8 Conclusion .....	51

<b>3. L'évaluation : une question de données améliorées ; le dispositif d'observation utilisé : avantages et limites .....</b>	<b>56</b>
3.1 Introduction.....	56
3.2 Pourquoi travailler sur les données de panel de la DARES.....	59
3.2.1 Mobilisation de données longitudinales : <i>d'une gestion des « stocks » à une attention portée aux « flux » et aux trajectoires</i> .....	60
3.2.2 Prise en compte de la dimension spatiale : <i>diversité des conjonctures économiques locales et différenciation des trajectoires des bénéficiaires selon cette réalité</i> .....	64
3.2.3 Evaluation avec la prise en compte de dispositifs multiples : <i>une approche globale, cohérente et comparative</i> .....	66
3.2.4 Possibilité d'appliquer aux données différentes techniques d'évaluation et d'établir un tableau comparatif des résultats .....	67
3.2.5 Une correction plus fine des biais de sélectivité.....	68
3.2.6 Prise en compte de plusieurs critères d'évaluation : une mesure plus fine et 'réaliste' de l'efficacité des traitements .....	70
3.3 Présentation des populations-cibles et des vagues d'enquêtes.....	71
3.4 Conclusion : limites du panel de la DARES .....	72
3.5 Annexe A : schéma d'ensemble et les différentes étapes du panel.....	74
3.6 Annexe B : structure-type de l'enquête utilisée dans Lalonde [1986] et Heckman et al. [1997] .....	75
3.7 Annexe C : le processus de sélection aléatoire des participants au programme JTPA ...	76
3.8 Annexe D : comparatif des caractéristiques des dispositifs de la politique de l'emploi étudiés dans le panel .....	77
<b>4. Biais de comparaison et différenciation de l'échantillon final .....</b>	<b>82</b>
4.1 Introduction.....	82
4.2 Construction de l'échantillon final.....	84
4.2.1 Populations à comparer.....	84
4.2.2 Périodes à comparer .....	86

4.3	Différenciation de l'échantillon final .....	89
4.3.1	Echantillon des traités : les périmètres possibles .....	89
4.3.2	Echantillon de contrôle : les périmètres possibles .....	90
4.4	Contraintes après la sortie .....	93
4.4.1	Choix du point fixe de comparaison .....	93
4.4.2	Sélection des dates d'évaluation .....	95
4.5	Conclusion : plusieurs sous-échantillons différenciés (finaux) afin d'atténuer efficacement les conséquences des biais de comparaison et de sélectivité .....	95
4.6	Annexe A : construction des variables de traitement à partir de la reconstitution des dates d'entrée et de sortie .....	99
4.7	Annexe B : les restrictions résultantes .....	102
4.8	Annexe C : Flux d'entrées-sorties .....	106
<b>5.</b>	<b>Présentation des données, choix et construction des variables pertinentes pour l'évaluation .....</b>	<b>108</b>
5.1	Introduction .....	108
5.2	Les caractéristiques individuelles .....	110
5.2.1	Sexe .....	110
5.2.2	Age à l'entrée .....	111
5.2.3	Qualification .....	114
5.2.4	Indépendance du participant .....	117
5.2.5	Statut résidentiel .....	118
5.3	Les caractéristiques familiales .....	120
5.4	Situations antérieures sur le marché du travail .....	122
5.4.1	La situation juste avant l'entrée .....	122
5.4.2	La situation avant .....	125
5.4.3	Situation juste avant vs. situation avant .....	128
5.4.4	Catégorie du dernier emploi avant .....	129
5.4.5	Le fait d'avoir effectué un contrat aidé avant .....	131



5.5	Difficultés particulières sur le marché du travail .....	133
5.5.1	La discrimination.....	133
5.5.2	Handicaps/problèmes de santé avant.....	136
5.5.3	Problèmes de transport .....	138
5.6	Situation financière avant/après l'entrée.....	141
5.6.1	Revenu du ménage .....	142
5.6.2	Perception d'allocation (RMI et Allocation chômage) .....	144
5.7	Les variables inédites pour l'évaluation (nouveau du panel) .....	146
5.7.1	Objectif principal avant et raison d'acceptation du dispositif de référence .	146
5.7.2	Diverses autres variables :.....	148
5.8	Conclusion .....	149
<b>6.</b>	<b>Evaluation microéconométrique de l'efficacité de la politique active de l'emploi... 156</b>	
	Introduction .....	156
6- I/	Méthodologie pour l'évaluation .....	160
6.1	Extension du modèle d'inférence causale au cadre multi-traitements.....	160
6.2	Comment résumer les phénomènes de sélection sous-jacent ?.....	167
6.2.1	Plausibilité de l'hypothèse des états non pertinents.....	168
6.2.2	La solution adéquate.....	169
6.3	Le support commun .....	171
6.4	L'algorithme d'appariement.....	175
6- II/	Application aux données.....	183
6.5	Nos traitements améliorent-ils le retour à l'emploi ? .....	183
6.5.1	Construction des indicateurs d'efficacité .....	183
6.5.2	Caractéristiques des nouveaux emplois.....	185
6.6	Discussion des résultats .....	187
6.6.1	Jugement des biais de sélection.....	193
6.6.2	Impacts selon les caractéristiques des postes occupés .....	195
6.6.3	Matching exact et qualité des appariements.....	197
6.6.4	Performance des dispositifs et limites .....	206

6.7	Comment les entreprises utilisent-elles les contrats aidés ? .....	212
6.7.1	Construction des critères d'efficacité .....	212
6.7.2	Discussion des résultats .....	215
6.7.3	Les traités ayant quitté les employeurs d'origine avant la fin des traitements .....	220
6.7.4	Les employeurs d'origine aident-ils les traités à trouver un emploi ailleurs ? .....	222
6.8	Peut-on mesurer la qualité d'un programme d'aide à l'emploi .....	226
6.8.1	Construction des indicateurs d'efficacité .....	226
6.8.2	Discussion des résultats .....	228
6.8.3	Raisons de l'échec de trouver un emploi.....	229
6.9	La politique active de l'emploi atteint-elle les demandeurs d'emploi les plus prioritaires parmi les prioritaires ? .....	231
6.10	Recherche de l'effet net et marginal d'un traitement.....	234
6.11	Conclusion .....	236
6.13	Annexe A : Test de score équilibrant.....	255
6.14	Annexe B : Résultats des mesures des impacts .....	258
<b>7.</b>	<b>Conclusion Générale .....</b>	<b>261</b>
<b>8.</b>	<b>Bibliographie.....</b>	<b>265</b>

# Introduction Générale

Face à un chômage élevé et persistant, la plupart des pays de l'OCDE ont été conduits, depuis trois décennies, à mettre en œuvre des politiques publiques en faveur de l'emploi. En France, l'instauration de ces politiques s'est accélérée à partir des années 80. La DPE (Dépense Pour l'Emploi, recense les efforts de la collectivité pour lutter contre le chômage et favoriser l'emploi (Tab. 1.1 et Graph 1.1). Représentant 1% du PIB en 1973, plus de 3% en 1996, la DPE a atteint un pic en 2002 et 2003 dépassant les 3,65% pour redescendre à 3,23% en 2006 et 3,3% en 2009 (Source DARES)<sup>1</sup>.

En France, l'intérêt public pour l'évaluation de ces politiques coûteuses s'est accentué au moment de leur mise en œuvre. La création d'un conseil scientifique de l'évaluation en janvier 1990, remplacé en novembre 1998 par le CNE (Conseil National de l'Evaluation) en est la preuve. Le Parlement a également souhaité se doter d'offices parlementaires d'évaluation. En témoigne la création, en 1999, d'une Mission d'Evaluation et de Contrôle (MEC) au sein de la Commission des finances de l'Assemblée nationale (Gélot et Simonin [1997]).

Ces politiques sont actuellement diversifiées : indemnisation du chômage, subvention à l'embauche en faveur de certaines catégories d'actifs ou de certaines formes d'emploi, dispositifs de formation professionnelle, mesures générales d'abaissement des charges, réduction du temps de travail, préretraites (DARES). Dans Marioni, Roguet et Gubian [1997], nous trouvons la description des dispositifs de ces politiques et l'histoire de leur mise en place.

Durant ces dernières années, les changements, sur le marché du travail, se sont révélées défavorables. Le recours au temps partiel, aux contrats à durée déterminée, ainsi qu'aux salariés intérimaires s'est développé massivement. Les chômeurs de longue de durée ont vu leur période de chômage augmenter. Ce sont souvent les mêmes individus qui sont au chômage et qui y retombent : le marché du travail s'est segmenté et précarisé. Enfin, une part croissante des demandeurs d'emploi obtient des contrats aidés à durée limitée mis en place par les politiques de l'emploi.

---

<sup>1</sup> DARES (Direction de l'Animation de la Recherche, des Etudes et des Statistiques), du Ministère du Travail, de l'Emploi et de la Santé. Données arrêtées juin 2012.

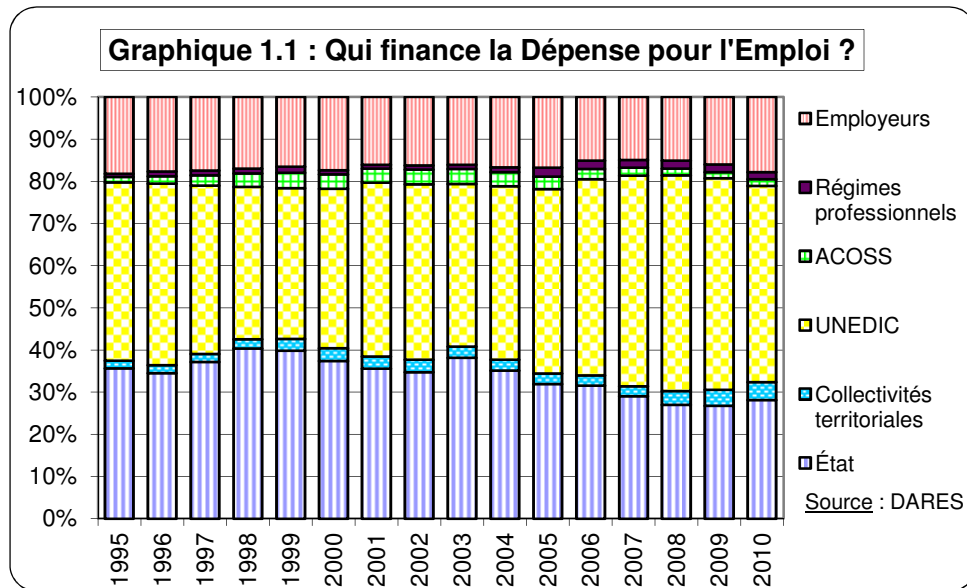


Tableau 1.1 : Structure de la Dépense pour l'Emploi

Dépenses totales				
Dépenses actives			Dépenses passives	
Formation Professionnelle	Promotion et création d'emploi	Maintien de l'emploi/ Incitation à l'activité	Incitation au retrait d'activité	Indemnisation du chômage total
des demandeurs d'emploi (contrats en alternance, etc.), formation continue (salariés)	aides à l'emploi ciblées (secteurs marchand et non marchand), régionales, pour les handicapés et exonérations ciblées ou zonées	indemnisation de chômage partiel et diverses mesures d'accompagnement des restructurations/ Aide à la mobilité géographique, etc.	Préretraite	Allocations chômage

Source : DARES

Dans le Tab.1.1, les mesures d'allègements généraux : cotisations sociales sur les bas salaires et des réductions du temps de travail (RTT) ne font pas partie de la DPE. Chaque année, outre les statistiques fournies ci-dessus, le total de la DPE et des allègements généraux dépasse les 4,3% du PIB (DARES [2010]). Notons enfin que la DPE inclut les moyens administratifs mis en œuvre notamment ceux du fonctionnement du Pôle Emploi sous la rubrique '*Perfectionnement de fonctionnement du marché du travail*'.

Nous définirons la politique de l'emploi (Section 1.1.1). Ensuite, nous analyserons les justifications économiques à sa mise en œuvre (Section 1.1.2). Puis, nous étudierons l'évolution de son rôle au sein des politiques publiques. Si un statut de politiques publiques profite à la politique de l'emploi, la nécessité de l'évaluer constitue une obligation constitutionnelle (Sect. 1.1.3). Dans cette dernière section, après avoir montré l'hétérogénéité de la politique de l'emploi, nous la

délimiterons afin de construire notre objet à évaluer. Dans la Section 1.2, nous présenterons la problématique de la thèse et nous restreindrons le champ d'analyse empirique. Enfin, nous énoncerons la démarche que nous emprunterons afin d'aboutir à nos résultats d'étude théorique et empirique de l'efficacité de la politique de l'emploi (Section 1.3).

## 1.1 Définition et délimitation de l'objet à évaluer

### 1.1.1 Difficultés pour définir le champ de la politique de l'emploi

« *La politique de l'emploi est une réalité cernable et mesurable celle des instruments spécifiques dont se sont dotés les pouvoirs publics pour améliorer la situation de l'emploi ou atténuer certaines des conséquences du sous-emploi* », Join-Lambert [1994].

Pour autant, le **champ** de la politique de l'emploi reste délicat à définir.

La politique de l'emploi relève-elle d'une action d'assistance et de solidarité ?

Cette question peut se poser dans la mesure où ses critères d'éligibilité renvoient souvent à des situations de pauvreté (individus bénéficiaires de minimas sociaux), demandeurs d'emploi discriminés, handicapés, etc. (problèmes de vulnérabilité sociale) et non à une situation de *non emploi*.

Qu'est-ce qu'une situation de non emploi ?

Une situation de non emploi au sens strict pour laquelle la politique de l'emploi est justifiée peut être *potentielle* (restructurations industrielles traitées de manière préventive par des actions de reconversion des salariés, par exemple) ou *constatée* (licenciement, jeunes en difficulté d'insertion, etc.).

Or, le système français repose sur des principes de solidarité. Selon Jacques Donzelot, dans son texte '*Sortie de la dépendance et utilité sociale*', en France, contrairement aux Etats-Unis : « *tout problème social de l'individu est d'abord la faute à la société, (...) l'individu subit les effets de la société, (...) celle-ci lui doit donc protection, et que si cette dernière vient à manquer, il se trouve comme exclu, rejeté par une société qui contracte pour le coup une dette envers lui, celle de le faire vivre bien sûr, mais plus encore, de lui permettre d'éprouver le sentiment de son utilité sociale, de trouver à l'employer pour assurer, elle-même, sa propre cohésion* ».

Cette hypothèse témoigne de la volonté de cibler par les politiques de l'emploi les populations les plus vulnérables. Dans notre évaluation, ces populations méritent un examen approfondi. Car, il s'agit souvent des populations les plus vulnérables aussi sur le marché du travail. La politique de l'emploi atteint-elle les plus prioritaires parmi les prioritaires ? Le système d'affectation de la politique de l'emploi est-il sélectif ?

Par ailleurs, la politique de l'emploi, peut être basée sur un principe d'intentionnalité : sont susceptibles d'entrer dans le champ de celle-ci **toutes actions** dont l'objectif est le développement de l'emploi. Par exemple, l'éducation, initialement conçue comme réponse à des objectifs sociaux généraux d'instruction, s'est modifiée pour répondre aujourd'hui aux besoins du marché du travail (masters professionnels, en alternance, cycle court, contrats avec les entreprises : CIFRE (Conventions Industrielles de Formation par la Recherche' pour les doctorants) etc. Selon ce principe d'intentionnalité, des politiques démographiques peuvent aussi être considérées comme des politiques d'emploi. Une politique d'accroissement adéquate de la population notamment à l'aide des flux migratoires peut résoudre une situation de pénurie de main d'œuvre. En revanche, un faible taux de natalité peut contribuer à faire fléchir le taux de chômage des jeunes néanmoins peut accroître les problèmes de financement des retraites.

L'évolution récente du marché du travail et de la politique d'emploi a encore contribué à brouiller les frontières de cette dernière avec les politiques publiques. La politique de l'emploi elle-même est au service de ces dernières, notamment de la politique macroéconomique avec un objectif explicite de plein emploi. Au sens strict, la politique de l'emploi a pour tâche de mobiliser et d'affecter toutes les forces de travail immédiatement ou potentiellement disponibles pour faire face aux pénuries de main d'œuvre et satisfaire les secteurs prioritaires. Néanmoins, l'expérience acquise au cours de la dernière décennie montre que certaines politiques économiques ont un impact sur l'emploi et que leurs effets cumulés sont plus importants que celui de la politique d'emploi proprement dit.

Par ailleurs, un aspect de conflit peut exister entre la politique de l'emploi et celle publique. Les impacts que les systèmes de prélèvements fiscaux et de prestations sociales peuvent avoir sur l'emploi ou encore sur les comportements des demandeurs d'emploi sont considérables. Les travaux de recherche sur les conditions d'une protection sociale favorable éclaircissent les conflits qu'exercent les prélèvements sociaux sur le développement de l'emploi et l'impact désincitatif au travail associé aux prestations sociales attribuées en situation de non emploi.

Sous l'impulsion du Medef, lors de la reconduction de la convention Etat-Unedic (2001), les partenaires sociaux ont amorcé un mouvement de 'refondation sociale' dont l'un des chantiers était une tentative de remise en cause profonde du droit à l'assurance chômage. Le Medef voulait lier contractuellement droit à l'indemnisation et efforts de recherche. La pièce centrale de la convention établie est le dispositif PAP (Plan d'Aide Personnalisée) proposé dans le PARE (Plan d'Aide au Retour à l'Emploi) établi le 1<sup>er</sup> juillet 2001. Il s'agit d'un dispositif « hybride » comprenant une aide financière, un accompagnement personnalisé et la possibilité d'accéder à des programmes de formation renforcée<sup>2</sup>.

---

<sup>2</sup> Cf. Cavaco, Fougère et Pouget [2007], pour l'évaluation du dispositif « Conventions de conversion ».

Cet aspect de conflits entre la politique de l'emploi et les politiques sociales est lui-même, présent au sein de cette première. Celle-ci représente un ensemble hétérogène de dispositifs (le nombre des programmes dépasse la centaine, Tab. 1.2) et les éventuelles conditions de ces derniers peuvent déboucher parfois sur un phénomène de concurrence ou d'incompatibilité. En effet, un effet de concurrence a été observé entre le CIE (Contrat Initiative Emploi) et le CI-RMA (Contrat Insertion-Revenu Minimum d'Activité) ou encore entre le CAE (Contrat d'Accompagnement dans l'Emploi) et le CA (Contrat d'Avenir). Les deux premières mesures sont des dispositifs du secteur marchand alors que les deux dernières sont du secteur non marchand. Aussi, ce phénomène de concurrence peut se jouer entre les contrats des deux secteurs : marchand et non marchand (Sénat, Rapport d'information [255]).

*En termes d'évaluation, la difficulté de définir un champ autonome à la politique de l'emploi, son hétérogénéité, son interdépendance avec d'autres politiques publiques compliquent la recherche de son effet propre.*

Tableau 1.2 : Familles des mesures de la politique de l'emploi <sup>3</sup>	
EMPLOI MARCHAND AIDE	EMPLOI NON MARCHAND AIDE
<p><b>Les exonérations de cotisation sociales et primes à l'embauche (jeunes) :</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- L'Exonération de cotisations soc. pour l'embauche de jeunes sans qualification</li> <li>- Les Contrats "Jeune En Entreprise" (CEJ), ...</li> </ul> <p><b>Les exonérations de cotisation sociales et primes à l'embauche (Chômeurs de longue durée) :</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- Les Contrats de Retour à l'Emploi (CRE)</li> <li>- les contrats Uniques d'Insertion (CUI-CIE),...</li> </ul> <p><b>Les autres exonérations de cotisations sociales et primes à l'embauche :</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- L'Aide Dégressive à l'Employeur (ADE)</li> <li>- L'Aide à l'Embauche dans les Très Petites Entreprises (AETPE dispositif zéro charge),...</li> </ul> <p><b>Les aides à la Création d'Entreprises :</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- L'Aide aux Chômeurs Créateurs ou Repreneurs d'Entreprises (ACCRE)</li> <li>- NACRE (Nouvelle aide à la création d'entreprise), ...</li> </ul> <p><b>Les contrats en alternance :</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- Les contrats de professionnalisation (jeunes)</li> <li>- Les contrats d'apprentissage, ...</li> </ul> <p><b>L'Accompagnement des restructurations :</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- Les préretraites progressives;</li> <li>- Les conventions de formation et d'adaptation du FNE,...</li> </ul> <p><b>L'Insertion par l'Economique :</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- Salariés mis à disposition par une Association Intermédiaire (AI)</li> <li>- Salariés mis à disposition par une entreprise de travail temporaire d'Insertion (ETTI),...</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- Contrats d'Avenir (CAV)</li> <li>- Contrats Uniques d'Insertion (CUI-CAE),...</li> </ul> <p><b>FORMATION DES DEMANDEURS D'EMPLOI</b></p> <p><b>Prévention du chômage de longue durée :</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- SIFE Individuels</li> <li>- Stages d'Accès à l'Entreprise (SAE),...</li> </ul> <p><b>Stages Chômeurs de longue durée :</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- Stages d'Insertion et de Formation à l'Emploi (SIFE Globaux ou Collectifs)</li> <li>- Stages "Femmes Isolées" du FNE,...</li> </ul> <p><b>La Validation des acquis de l'expérience :</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- Validation des acquis de l'expérience</li> </ul> <p><b>ACCOMPAGNEMENT DES LICENCIEMENTS ECONOMIQUES</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- Conventions de conversion</li> <li>- Plans de Sauvegarde de l'Emploi (PSE), ...</li> </ul> <p><b>ACCOMPAGNEMENT DES JEUNES</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- Programme TRACE (TRACE)</li> <li>- Contrats d'Insertion à la Vie Sociale (CIVIS), ...</li> </ul> <p><b>INCITATIONS AU RETRAIT D'ACTIVITE</b></p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- Allocations Spéciales du FNE (ASFNE)</li> <li>- Cessation d'activité de certains travailleurs salariés (CATS), ...</li> </ul>

*Source : DARES.*

*Remarque : chaque famille (emploi marchand aidé, resp. non marchand, formation, accompagnement, etc.) comprend des sous familles (en gras italique) dont quelques programmes sont donnés à titre d'exemple.*

<sup>3</sup> Voir Tableau de bord de la DARES pour la liste exhaustive.

### 1.1.2 Le fondement théorique

Une autre difficulté que rencontre la politique de l'emploi est la faiblesse de son fondement théorique. Les deux grandes théories polaires de la macroéconomie (néoclassique et keynésienne) ne lui accordent qu'une place marginale (Tab. 1.3). Traditionnellement, la responsabilité du plein emploi relève des politiques macroéconomiques.

Tab. 1.3 : Théories économiques, régimes de chômage et types de politiques

Théorie économique	Type de chômage	Problèmes	Types de politiques
Néoclassique :  théories de salaire de réservation, de segmentation, des cycles réels, approche monétariste	Volontaire, d'attente, Naturel, de choix inter-temporels délibérés	Rigidité des salaires et imperfection du marché du travail	Le chômage analysé par les néoclassiques est un chômage volontaire. Les prescriptions en matière de politiques d'emploi se limitent à la diminution des facteurs de rigidité des salaires à la baisse ou de frein des ajustements de l'emploi.  Ces derniers suggèrent que ces politiques <i>libérales</i> peuvent être suivies par des politiques visant l'amélioration du capital humain.  Des politiques de formation professionnelle sont souhaitables puisqu'elles sont sources d'accroissement de la compétitive de l'appareil productif. Ainsi, les politiques de l'emploi lorsqu'elles sont justifiées, chez les néoclassiques, portent essentiellement un caractère d' <i>offre</i> .
Keynésienne	Involontaire	Insuffisance de la croissance	Le chômage keynésien (chômage involontaire) renvoie à une conjoncture macro-économique particulière. Le retour au plein emploi dépend d'une politique économique expansive de l'Etat ou encore d'une modification des anticipations des entreprises quant à la demande qui leur sera adressée.  Le chômage est involontaire parce qu'il peut exister dans les économies de marché des équilibres de sous-emploi durables. Le sous-emploi est dû, en particulier, à une insuffisance de la demande tandis que les capacités de production sont sous-employées.  Il est souhaitable que les politiques keynésiennes expansionnistes soient accompagnées par d'actions structurelles de stabilisation durable de la demande. Il s'agit de politiques passives et les politiques spécifiques de l'emploi ont, ainsi, chez les keynésiens, essentiellement un caractère de « <i>demande</i> »

Développement		
Type de chômage	Théorie économique	Explication
Volontaire	Néoclassique : théorie de salaire de réservation, 1970	On considère que l'offreur de travail détermine rationnellement le salaire plancher ( $W_r$ ) au-dessous duquel il décline toute offre. La situation du chômage qui en résulte est donc la conséquence d'un choix délibéré.



D'attente	Néoclassique : théorie de segmentation	Dans la version néoclassique de la théorie de segmentation, les entreprises cherchent à minimiser les coûts de rotation. Elles préféreront alors pourvoir les emplois primaires par recrutement de chômeurs plutôt que de postulants provenant du secteur secondaire et dont l'expérience même démontre une non-aversion à l'égard de l'instabilité. L'accès au secteur primaire impose donc le passage par un chômage d'attente, <i>i.e.</i> volontaire puisqu'exprimant précisément un refus des rémunérations plus faibles du secteur secondaire.
Chômage de choix intertemporels délibérés et rationnels de non travail en phase de contraction cyclique (Chômage volontaire)	Néoclassique : théorie des cycles réels, Kydland et Prescott [1982], et Long et Plosser [1983]	Dans cette théorie, les cycles sont fondés sur des chocs exogènes et réels. L'hypothèse de départ est l'hypothèse de substitution intertemporelle de travail due à Lucas et Rapping, et suivant laquelle, confronté à une hausse de salaire, l'offreur de travail augmente beaucoup plus sensiblement son offre si cette hausse est provisoire que s'il l'estime définitive. Sur cette base, à supposer un choc exogène réel, en l'occurrence une hausse de productivité, les agents auront tendance à augmenter sensiblement leur offre de travail actuelle s'ils estiment le phénomène temporaire, quitte à récupérer en temps de loisir plus tard. Ainsi, le choc de productivité initial exerce son effet, non seulement à la période actuelle sous forme de hausse de la production et de l'emploi, mais aussi au cours des périodes futures sous forme de baisse, ce qui explique le cycle économique.
Naturel	Néoclassique : approche monétariste	A la suite de Friedman, les néoclassiques considèrent qu'il existe un chômage naturel ( $U_n$ ) : un chômage minimum incompressible correspondant à l'équilibre général compte tenu des imperfections des marchés, des transitions professionnelles, de la démographie, et des flux de destruction de postes sur le marché du travail. Le taux de ce chômage naturel est différent suivant les pays car la forme, la nature et l'ampleur de ses composantes varient d'un pays à l'autre.

Actuellement, la légitimité théorique de la politique de l'emploi renvoie non seulement à une remise en cause des hypothèses du modèle néoclassique et keynésien mais surtout grâce au développement des théories récentes de l'économie du travail sur les problèmes d'appariement, la segmentation du marché du travail, la négociation salariale, etc. (Tab. 1.4). Cette légitimité n'est en revanche acquise que sous certaines conditions très précises. D'éventuelles non efficacités des politiques de l'emploi sont souvent soulignées par ces théories, en particulier, lorsqu'on s'éloigne des conditions justifiant leur mise en œuvre.

D'abord, situons nous en conjoncture défavorable. La théorie des équilibres fixes, par exemple, stipule que les prix s'ajustent plus lentement que les quantités. Le mécanisme d'ajustement par les prix, chez les néoclassiques, ne peut pas rendre compte dans un état de ralentissement économique et suivant lequel l'offre et la demande s'égalisent après ajustement des salaires de la réalité du niveau

de l'emploi qui évolue en baisse plutôt que les salaires : *c'est le niveau de l'emploi qui semble s'ajuster à une conjoncture défavorable, tandis que les salaires sont rigides à la baisse* (Perrot [1991]). Selon la théorie des équilibres fixes, en courte période, les prix peuvent être considérés comme fixes (étant donné qu'ils s'ajustent plus lentement que les quantités). La fixité du salaire fournit alors une justification aux aides à l'emploi. Celles-ci auront une efficacité certaine en termes de créations nettes d'emploi : elles réduisent le coût du salarié supplémentaire. Toutefois, trois conditions sont nécessaires à cet effet : un emploi élastique au coût du travail, des entreprises non contraintes par une insuffisance de débouchés tout dans le cadre d'un chômage classique.

Dans un chômage keynésien, ces aides à l'emploi produisent des créations nettes très faibles. La production et l'emploi sont plutôt contraints par la faiblesse de la demande. Ces politiques se transforment en subventions d'exploitation aux entreprises et les effets d'aubaine et de substitution deviennent prédominants. Au mieux, nous pouvons espérer, lorsqu'elles sont très bien ciblées sur le marché du travail, de limiter la sélectivité ou bien de réduire la substitution capital / travail au profit de la catégorie de main d'œuvre pour lesquelles ces aides ouvrent droit.

Maintenant, nous nous situons dans une conjoncture favorable. Le modèle « *insiders/outside*rs » se veut explicatif des phénomènes d'hystérésis, c'est-à-dire de l'inertie du chômage en situation d'amélioration de la conjoncture économique. En Grande-Bretagne, en effet, dans les années 80, il a été constaté qu'un taux de chômage élevé n'avait pas freiné les hausses de salaires. Les difficultés des chômeurs à se réinsérer dans les entreprises fondent la légitimité de politiques d'emploi qui ne se réduisent pas aux préoccupations habituelles des néoclassiques. Ainsi, des subventions à l'embauche d'autant plus importantes qu'il s'agit de chômeurs de longue durée seront efficaces. L'hypothèse de détérioration du capital humain, suite à un chômage de longue durée, est souvent avancée en complément de ce modèle (Snower [1994]).

Ces cadres généraux (conjoncture favorable / défavorable, chômage structurel / keynésien) doit cependant être précisé. Car, il est très probable selon les secteurs de l'économie, les situations varient et coexiste alors des branches en état de chômage structurel et d'autres en chômage keynésien. Aussi, sous l'hypothèse de partition de la main d'œuvre entre travailleurs qualifiés et non qualifiés (non substituables, du moins sans formation), nous pouvons imaginer des régimes de chômage différents au sein de chaque branche et par catégories de main d'œuvre.

Lors de l'évaluation de la politique de l'emploi, comment peut-on se rendre compte, de cette réalité ? Comment détectons nous les relativisations à conduire (effet d'aubaine, de substitution, etc.) ? Au niveau microéconomique de l'évaluation, les données mobilisées constituent concrètement une image des trajectoires professionnelles des bénéficiaires à la sortie à laquelle nous confrontons celle d'individus éligibles non entrés. Ces deux groupes de demandeurs d'emploi, toutefois, appartiennent à des secteurs d'activité différents et ont des niveaux de qualification également très différents.

Tab. 1.4 : Légitimité de la politique de l'emploi : quelques éléments théoriques

Type de chômage	Explication
<p>Mixte : chômage classique et keynésien</p> <p>Théories néo-classiques et keynésiennes</p> <p>Par ex : théorie du déséquilibre, des équilibres à prix fixes</p>	<p>Selon Malinvaud [1977], le chômage classique et le chômage keynésien sont deux situations distinctes non contradictoires. Le chômage classique apparaît typiquement lorsque le marché des produits et services est en situation de demande excédentaire alors que le marché du travail est en situation d'offre excédentaire, l'offre des biens étant insuffisante du fait des salaires réels excessivement élevés qui restreignent les capacités d'offre.</p> <p>Or, selon l'analyse néoclassique, c'est la baisse du salaire réel qui permet de résorber le chômage, de produire davantage et de remédier à la pénurie sur le marché des biens.</p> <p>Tandis que le chômage keynésien apparaît lorsque l'offre des biens et celle de travail sont excédentaires. Dans ce cas, la baisse du salaire réel est inopérante, et c'est au contraire la hausse du salaire réel qui entraîne l'augmentation de la demande effective, qui permet de résorber le chômage et de remédier à l'offre excédentaire de produits.</p>
<p>Chômage Involontaire</p> <p>Théorie Néo-keynésienne : Approche en termes de salaire d'efficience [1980]</p>	<p>Sur un marché d'équilibre concurrentiel, les firmes confrontées à une forte rotation des effectifs peuvent, pour réduire ce coût de rotation, proposer un taux de salaire supérieur au salaire d'équilibre.</p> <p>De même, face à l'antisélection (embaucher avec incertitude sur les aptitudes des candidats), elles peuvent proposer un salaire d'efficience (de façon à attirer les bons candidats et à élever la qualité moyenne de recrutement).</p> <p>Enfin, face à l'aléa moral (incertitude sur le comportement effectif des salariés au travail et sur la présence de <i>tire-au-flanc</i>), elles peuvent pratiquer le salaire d'efficience (de façon à rendre plus significative pour les salariés la perte qui découlerait d'un licenciement, et à les inciter à l'effort maximal)</p> <p>L'approche est macroéconomique impliquant que le recours au salaire d'efficience signifie que le niveau de salaire désormais pratiqué sur le marché du travail est supérieur au salaire d'équilibre, d'où, en contre partie, apparition du chômage dans la mesure où la hausse du salaire s'accompagne d'une réduction des effectifs.</p>
<p>Chômage Involontaire</p> <p>La théorie des négociations [1981]</p> <p>Analyse Néo-keynésienne</p>	<p>On met l'accent sur le rôle des syndicats. Les salariés présentent une aversion au risque, donc la courbe des contrats optimaux (qui donne à la fois le volume d'emploi et le niveau de salaire suite à une négociation salariale entre un syndicat unique de travailleurs et un unique syndicat patronal) est croissante (et inversement).</p> <p>En conséquence, le chômage résulte soit du poids des syndicats, notamment lorsque les salariés ont une préférence pour le risque soit de l'absence du pouvoir syndical soit au contraire Dans tous les cas, le chômage est involontaire.</p>
<p>Chômage frictionnel ou de réallocation</p>	<p>Imperfections d'appariement : problèmes de mobilité professionnelle : géographique ou fonctionnelle, interne ou externe, horizontale ou verticale, ascendante ou descendante ;</p> <p>problèmes d'insertion et réinsertion professionnelle ;</p> <p>problèmes de stratégies individuelles de mobilité et de recherche d'emploi</p> <p>Problèmes de transparence du système d'emploi : réglementation du travail, structures institutionnelles de gestion des mouvements de main-d'œuvre (institutions de placement, d'allocation des emplois, système de protection sociale)</p>
<p>Chômage d'inadéquation ou structurel</p>	<p>Problème d'inadéquation qualitative entre les offres et les demandes d'emploi : problème relationnel entre formation, qualification et emploi</p>

### 1.1.3 Justifications d'un statut de politique publique

Dans la section 1.1.2, nous avons montré que les politiques de l'emploi dépendent en partie de l'analyse que l'on fait du problème du chômage. Par exemple, le rapport Pisani-Ferry (2000) rédigé par le CAE (Conseil d'Analyse Economique) et placé auprès du gouvernement français représente des orientations politiques à partir desquelles on peut conduire un cadre théorique inspiré d'une approche néoclassique du chômage. Ce chômage est soit la conséquence d'une rigidité institutionnelle du prix du travail, soit le résultat d'un arbitrage rationnel des individus en faveur du non-emploi.

La diminution de ce chômage passe par trois types de politique : *i*) réduction des trappes à l'inactivité liées au fait que « le travail ne paie pas » : cette orientation a été mise en œuvre par l'instauration de la PPE (prime pour l'emploi, 2001), *ii*) réduction du coût du travail non qualifié par l'abaissement des charges sociales. En l'occurrence, le passage aux 35 heures a amplifié l'effet de cette mesure. Et *iii*) l'amélioration de l'accompagnement personnalisé des chômeurs. Le rapport soutient le PARE (Plan d'Aide au Retour à l'Emploi), instauré à la suite de la nouvelle convention Etat-Unedic (2001) comme nous l'avons indiqué dans la Sect. 1.1.1.

Au gré des époques et des équipes gouvernementales, de plus la politique de l'emploi revêt une ampleur plus ou moins grande et on en met l'accent sur des mesures et des publics-cibles différents. En 2004, par exemple, suite aux émeutes de jeunes des Zones Urbaines Sensibles (ZUS), le ministre de l'Emploi et de la Cohésion sociale a souligné que ce problème était une bataille : « *Il faut absolument que l'on gagne cette bataille-là et moi je suis convaincu qu'on va la gagner* ». Il qualifiait les **mesures** à mettre en œuvre par le chantier du siècle : « *Ce chantier du siècle coûte 35 milliards d'euros pour en faire des très beaux quartiers, [...] la pierre ne résout pas tout [...] il n'y a rien d'inéluctable, il faut juste de l'espoir et de la détermination [...] : deux mille **entreprises** ont signé les chartes de la diversité* ».

En France, la politique de l'emploi s'est majoritairement construite en réponse à des situations concrètes mesurées à partir d'analyses statistiques sur la montée du chômage (DARES [1997]).

Cependant, si les thèmes « évaluation » et « politiques publiques » se conjuguent mutuellement, est-il légitime d'évaluer la politique de l'emploi ?

Actuellement, la politique de l'emploi s'est installée dans le champ des politiques publiques, dépassant son premier statut de « *politiques secondaires spécifiques au marché du travail* ». Celle-ci, dans son champ, dans son outillage et dans ses moyens, a connu un développement considérable. Nous comptons des cadres comptables permettant d'en distinguer toutes les mesures et d'appréhender les différentes statistiques (mensuelles, départementales, etc.). L'ensemble des

institutions qui sont en charge et les moyens qui sont en leur faveur (budget, effectifs, modernisation, réformes, etc.) confirment définitivement le statut de politique publique à la politique de l'emploi ainsi que la distinction d'un champ bien autonome à la politique macroéconomique. Au 1<sup>er</sup> janvier 2009, l'ANPE disparaît, de même que les Assédis. Leur fusion donne naissance à « Pôle emploi », un organisme majeur du service public de l'emploi français. Un des principaux objectifs de cette réforme était d'éviter les incohérences et redondances entre organismes opérant plus ou moins indépendamment les uns des autres sur le marché du travail. Dans la thèse, nous emploierons indifféremment « ANPE » et « Pôle emploi » quoique les dispositifs que nous évaluerons ; plus exactement les données que nous mobiliserons représentent un panel de demandeurs d'emploi antérieur à cette réforme.

#### 1.1.4 Construction de l'objet

Nous appelons *bénéficiaire* d'un dispositif ciblé de la politique de l'emploi l'individu présent dans le dispositif. D'une part, nous distinguons, au sein des politiques de l'emploi, les mesures qui visent un public particulier de ceux qui s'appliquent à l'ensemble de la population. D'autre part, nous les classons en deux catégories : programmes de la politique active et ceux de la politique passive (Nomenclature de l'OCDE). Les politiques passives correspondent à des revenus de remplacement afin de rendre le chômage supportable *et/ou* de réduire la population active. Ses principaux moyens sont : l'indemnisation des chômeurs, le financement de départ en pré-retraite, la réduction du temps du travail (par exemple, favoriser le temps partiel volontaire, partage du travail : loi Aubry sur les 35 heures en France), voire l'incitation au retrait d'activité : indemniser le retour des travailleurs immigrés dans leur pays d'origine.

Les politiques actives quant à elles ont pour but d'obtenir une croissance plus riche en création d'emplois, en maîtrisant surtout le risque inflationniste associé aux dépenses excessives des politiques passives. Elles incluent toutes les mesures d'incitation aux entreprises à embaucher (primes à l'embauche des jeunes, réduction du coût du travail par allégement, voire exonération de cotisations sociales, etc.), dispositifs de formation et de reclassement de la main d'œuvre (formation professionnelle, conversion et insertion des salariés licenciés), création d'emplois dans le secteur non marchand, ou encore introduction de plus de flexibilité sur le marché du travail (lutter contre le pouvoir des syndicats en Grande Bretagne par exemple, ou suppression de l'autorisation administrative de licenciement en France).

Nous nous intéresserons aux dispositifs de la politique active. Un programme de la politique active est « un instrument créé par les pouvoirs publics afin d'atténuer certaines conséquences du sous-emploi (...) et destiné à des publics considérés comme éprouvant des difficultés particulières d'accès ou de maintien dans l'emploi » (DARES [1997]).

*Par publics éprouvant des difficultés particulières*, nous désignons par exemple les demandeurs d'emploi aux âges extrêmes de la vie active : jeunes de 16 à 25 ans, en particulier à faible niveau de qualification, seniors (travailleurs à l'approche de l'âge de la retraite), ou encore les individus dont l'employabilité est supposée réduite pour des raisons de signalement, médicales ou économiques : chômeur de longue durée, handicapé, RMIstes, discriminés sur le marché du travail, etc.

Certains travaux se sont concentrés à l'évaluation d'un et d'un seul programme. Citons, à titre d'exemple, l'étude d'impact du dispositif 'Conventions des conversions', conduite par Cavaco et *al.* [2004], s'adressant exclusivement aux licenciés économiques. D'autres, se sont intéressés à la mesure d'effet d'un ensemble de mesures s'adressant à une même population-cible, celle des jeunes : Bonnal, Fougère et Sérandon [1995 et 1997], Pénard et Sollogoub [1995], Brodaty [2001], etc. Dans notre objet, doit-on se limiter, à un seul dispositif de la politique active voire plusieurs et quels sont les publics à prendre en considération ?

Nous nous concentrerons sur l'évaluation d'un contrat aidé dans le secteur marchand, resp. secteur non marchand ainsi qu'un stage de formation. Ainsi, nous résumons à l'aide de ces trois types de mesures les principaux outils d'intervention de la politique active (création d'emploi dans le secteur marchand, secteur non marchand et la formation professionnelle. Les populations cibles sont celles définies par les critères d'éligibilité respectifs à ces mesures. Il s'agira d'une évaluation multi-traitements.

## **1.2 Présentation de la problématique de la thèse et restriction du champ d'analyse empirique**

Deux spécificités caractérisent la politique active de l'emploi :

- i)* Elle comprend un ensemble de programmes hétérogènes. Plus spécifiquement, les objectifs et les modalités d'application de ses mesures varient très fortement d'un dispositif à un autre : secteur d'application (marchand, non marchand), type de contrat (CDD, en alternance, stage, etc.), possibilité de faire une formation et son contenu (générale, spécifique), niveau de rémunération du participant, son statut (stagiaire, apprentie,...), possibilité de renouveler le programme à la sortie, etc.
- ii)* Elle cible des publics de demandeurs d'emploi très hétérogènes. Par ailleurs, certains dispositifs ont en commun une même population-cible : chômeurs de longue durée, primo-demandeurs d'emploi, jeunes, etc.

Dans l'environnement économique où évoluent l'agent demandeur d'emploi, les acteurs intervenant dans la sphère de la politique de l'emploi sont multiples : demandeurs d'emploi, agents locaux, employeurs et Etat. Face à la diversité et l'hétérogénéité des dispositifs de la politique de l'emploi, les demandeurs d'emploi ont souvent des comportements d'autosélection multiples et stratégiques. En outre, les agents locaux face à l'hétérogénéité des participants et celle des mesures sont accusés de comportements particuliers : sélection, écrémage. Enfin, au sein des entreprises (organisations) où se déroulent les conventions, les employeurs ont des préférences vis-à-vis de certains contrats aidés et du maintien ou non du bénéficiaire une fois l'aide parvenue à son terme.

Comment mettre en lumière théoriquement la complexité de l'environnement économique de l'agent demandeur d'emploi ? Lors de la démarche évaluative, comment tenir compte des diverses formes d'hétérogénéité ? : *i*) pluralité des dispositifs proposés, *ii*) diversité des publics-cibles, *iii*) hétérogénéité individuelle, et surtout *iv*) la multiplicité et la pertinence des critères d'efficacité à mobiliser pour une évaluation réaliste.

### **1.2.1 Prise en compte de programmes multiples**

C'est du domaine biomédical que le modèle canonique pour l'évaluation (Rubin [1974]) a été importé vers le champ social. Comme le nom du domaine initial l'indique, il s'agissait de méthodes expérimentales. Celles-ci portaient sur un et un seul traitement (cadre binaire). En effet, depuis longtemps, les expérimentations contrôlées sur les vaccinations, les médicaments, etc, ont montré que le recours à données expérimentales et la mobilisation d'un modèle statistique simple offraient des résultats très robustes. Dans le champ social depuis, les recherches sur l'évaluation expérimentale mais aussi non expérimentale ont été nombreuses. Des réflexions d'ordre éthique ont été menées sur les fondements d'une évaluation expérimentale (Lalonde [1986] et Fougère [2000]). En outre, la critique de Lalonde [1986] sur le fait que les estimateurs non expérimentaux ne sont pas adaptés pour reproduire les résultats obtenus à partir d'une évaluation expérimentale est symptomatique de la crise qu'a rencontrée, initialement, les techniques d'évaluation non expérimentales. Les répliques de (Dehejia et Wahba [1999, 2002] et Smith et Todd [2005]) ont mis fin à cette crise et ont permis le recours à des méthodes de mesure d'impacts non expérimentales améliorées. Enfin, les travaux de Heckman, Smith et Todd [1997,1998] ont montré les conditions adéquates de collecte de données non expérimentales et de développer des estimateurs non expérimentaux plus efficaces.

En économie du travail, face à la grande complexité des composantes de la politique de l'emploi, on privilégiait le suivi des bénéficiaires mesure par mesure au gré de leur création et à la demande des pouvoirs publics (DARES [1997]). Maintenant que ce système a atteint un certain équilibre en termes de nombre et de catégories de programmes ; on y distingue trois

catégories : création d'emploi dans le secteur non marchand, subvention à l'embauche dans le secteur marchand et la formation professionnelle - l'objectif est de réaliser des évaluations multi-traitements selon une approche globale et comparative. Le modèle canonique de l'évaluation a été généralisé par Imbens [2000] et Lechner [2001a]. Dans ce nouveau cadre, différentes évaluations ont été conduites : Larson [2000], Brodaty et al [2001], Sianesi [2004], etc. Dans le cadre binaire, la principale question que se pose l'évaluateur est la suivante : « *En quoi la situation des bénéficiaires d'un traitement mesurée par une ou plusieurs variables de résultat est-elle différente en moyenne de ce qu'il aurait été si ce programme n'avait pas existé ?* ». Il s'agit de répondre au problème même de l'évaluation : *Comment mesurer l'impact d'un passage par une politique sur le devenir des traités ?*

Nous sommes obligés de construire la situation contrefactuelle, c'est à dire un état hypothétique construit pour les participants à partir des situations observées chez les non traités. La définition rigoureuse pour ces derniers est qu'il s'agisse d'individus éligibles à la mesure à évaluer mais non entrés au moment où les bénéficiaires y participent. Cette démarche permet d'atténuer les conséquences des biais de sélection. Néanmoins, en s'intéressant à plusieurs traitements, la correction des biais de sélectivité s'avère plus complexe.

Comme nous l'avons indiqué, l'hétérogénéité des programmes (type de contrat, durée, formation, son contenu, rémunération, possibilité de renouvellement, etc.) constitue une source de complexification des comportements d'auto-sélection des demandeurs d'emploi qui deviennent stratégiques et multiples : biais d'auto-sélection. En outre, les agents locaux de l'emploi, face à l'hétérogénéité des participants, ainsi que celle de la politique de l'emploi ont souvent des comportements d'orientation et de sélection spécifiques (biais de sélection). Nous dépassons ainsi l'hétérogénéité individuelle qui reste le cœur du problème de l'évaluation et nous nous intéressons à l'interaction entre l'unité « politique de l'emploi » et les demandeurs d'emploi. Celle-ci nécessite un traitement désagrégé des biais de sélection à l'entrée de chaque programme. Enfin, comme étant la conséquence de mobilisation de plusieurs programmes, il paraît naturel de préciser les impacts par catégorie de dispositifs et selon les bénéficiaires. En effet, il n'y a aucune raison pour que des traitements de nature différente aient la même efficacité en moyenne sur des publics aussi de nature bien différente (chômeurs de longue durée, primo-demandeurs d'emploi, catégorie très prioritaire, moins qualifiés, femmes, handicapés, ...).

### **1.2.2 Hétérogénéité des publics-cibles et construction de la situation contrefactuelle la plus crédible**

La construction rigoureuse de la situation contrefactuelle est capitale pour la mesure d'impacts d'un traitement en nuancant son effet propre des caractéristiques des traités. En effet, même en l'absence du programme, la situation des bénéficiaires aurait été *a priori* différente de celle des non participants.



Dans les travaux précédents, nous nous sommes concentrés majoritairement sur l'évaluation de la politique de l'emploi sur le devenir des chômeurs. On regardait alors s'il était avantageux d'entrer en traitement plutôt que de rester au chômage. Le panel que nous mobilisons ne constitue pas une population de demandeurs d'emploi ayant été exclusivement au chômage. Nos divers échantillons de traités et de contrôle, lors de la participation aux mesures, ont des origines diverses : études, formation, emploi régulier, chômage inactivité ou un précédent contrat aidé. Le CIE et le CES, deux programmes que nous évaluons, sont très éclaircissant à cet égard. Respectivement, parmi les bénéficiaires du CIE et du CES **en emploi au moment** de l'entrée, 33% étaient en CDI et 30% dans un précédent contrat CES. En conséquence, outre l'hétérogénéité des dispositifs et celle individuelle, notamment leur interaction (Section précédente), nous avons l'hétérogénéité des publics-cibles. La construction de la situation contrefactuelle mérite un examen approfondi.

Notre population témoin est très particulière : il s'agit d'individus éligibles à un triplé de traitements noté  $(T_1, T_2, T_3)$  n'ayant pas entrés en  $(P1/ P2/ P3) = (1997, 1998, 1999)$  :

Tableau 1.4 :  
Délimitation du champ

P1 = si 1997	P2 = si 1998	P3 = si 1999
T1 = CES	T1 = CES	T1 = CES
T2 = CIE	T2 = CIE	T2 = SIFE
T3 = CQ	T3 = CQ	T3 = CQ

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Plus généralement, la population témoin inclut des individus ayant déjà participé à un ou deux de nos programmes à évaluer, voire à un programme concurrent, ou encore une combinaison de ces deux situations, *i.e.* une récurrence d'emplois aidés. Chez les bénéficiaires, ces diverses situations sont également présentes.

De plus, le CQ est un dispositif exclusivement destiné à un public jeune tandis que le CES, le CIE et le SIFE sont des dispositifs généraux (en termes de public visé : jeunes et adultes).

Nous pouvons soulever autant de configurations qui indiquent l'hétérogénéité de nos publics-cibles mais aussi l'hétérogénéité des caractéristiques de nos dispositifs qui appellent à différencier les effets par type de dispositif et par type de public en construisant chaque fois la situation contrefactuelle la plus crédible.

Qu'est-ce que la situation alternative au passage en dispositif : absence de l'aide ou absence du dispositif ? En réalité, cette question est non encore tranchée dans la littérature (Sianesi et al. [2004]).

Nous pouvons apporter des éléments de réponse en différenciant les bénéficiaires et les témoins selon leur situation antérieure sur le marché du travail vis-à-vis de l'emploi aidé.

Par ailleurs, comment prendre en compte le phénomène d'enchaînement des contrats aidés chez un même bénéficiaire ?

Sommes-nous entrain d'évaluer l'effet du dispositif de référence ou celui du passage par deux (plusieurs) contrats aidés ? L'impact du dispositif de référence est confus dans ce sens s'il n'est pas explicitement détaillé.

### **1.2.3 Nécessité de recourir à une évaluation multicritères**

Le(s) indicateur(s) d'efficacité utilisé(s) pour mesurer l'impact d'un programme de la politique de l'emploi dépendent des objectifs qui lui ont été assignés par les pouvoirs publics. Dans la plupart des pays européens, le taux de retour à l'emploi prévaut tandis qu'aux Etats-Unis, on privilégie une efficacité en termes de revenu : impact sur le salaire ou encore sur le bien-être (Friedlander, Greenberg et Robins [1997], Heckman, Lalonde et Smith [1999]). En effet, les dépenses puisées dans l'argent du contribuable pour financer les mesures de la politique de l'emploi et la réduction de la dépendance à l'aide sociale constituent, en outre Atlantique, des objectifs explicites.

Le critère de revenu – variable continue – et le retour à l'emploi – probabilités – ces deux variables sont néanmoins nécessaires pour apprécier les effets des dispositifs étudiés. Souvent, elles ont été étudiées l'une indépendamment de l'autre (Sollogoub et Ulrich [1999]). De plus, s'intéresser à la rapidité du retour à l'emploi, la récurrence du chômage chez un même individu (stabilité dans l'emploi retrouvé), le salaire accepté, le temps de travail (partiel/complet), le type du contrat (CDI, CDD, emploi aidé), etc. permettent d'obtenir une description plus complète de l'efficacité de la politique de l'emploi.

Ces multi-indicateurs sont importants à prendre en considération. Ils correspondent aussi à des variables de contrôle sur lesquelles les demandeurs d'emploi construisent leur choix de recherche d'emploi. La décision de travailler à temps partiel ou complet, par exemple, en est une stratégie de prospection chez plusieurs individus. Un taux de retour à l'emploi accru, suite au passage par un traitement, peut s'expliquer ainsi par une plus grande acceptation de travailler à temps partiel et non par une efficacité quelconque du programme.

Plus généralement, le taux de sortie du chômage est fonction de nombreux paramètres qui n'évoluent pas nécessairement dans le même sens. Plus spécifiquement, le passage par un dispositif peut élargir l'éventail des postes auxquels peut prétendre un participant, néanmoins ce dernier peut être amené à élever son salaire de réservation. La littérature micro-économique est riche de modélisation dans ce sens. Lippman et McCall [1976], ont montré l'effet des modifi-

cations du salaire de réservation sur le taux de sortie du chômage<sup>4</sup>. En outre, Gorgens [2002] modélise des salaires de réservation différenciés par type de temps de travail. Ainsi, la diversité des stratégies individuelles de prospection d'emploi nécessite la prise en compte de critères d'efficacité multiples afin d'obtenir des évaluations plus fines des politiques de l'emploi ainsi qu'une description plus réaliste des phénomènes de sélectivité sous-jacents.

### 1.3 La démarche

L'objet de cette thèse consiste en une étude théorique et empirique de l'efficacité des politiques de l'emploi. Quel(s) dispositif(s) et quelle(s) catégorie(s) de population allons-nous considérer (l'objet à construire) ? Quel(s) critère(s) d'efficacité nous permettent de rendre compte réellement de leur efficacité ? Quels sont les problèmes méthodologiques posés, d'une façon générale, pour l'évaluation ? Par une évaluation multi-traitements, nous nous intéresserons à l'hétérogénéité des programmes de la politique de l'emploi. A travers, une évaluation multi-critères, nous proposerons un bilan plus réaliste de ses impacts souvent limité au taux de retour à l'emploi. Par la différenciation systématique de ses impacts par catégorie de bénéficiaires et par catégorie de programme, nous établirons l'hétérogénéité de ses effets. Enfin, nous porterons une attention particulière à la qualité des parcours d'insertion/ré-insertion des bénéficiaires.

Les dispositifs de la politique active de l'emploi atteignent-ils la population des plus prioritaires parmi les prioritaires ? Quel est l'impact marginal d'un mois additionnel dans un dispositif non marchand ? Comment les entreprises utilisent-elles les dispositifs marchands ? Qu'en est-il de l'estimation de l'efficacité *relative* d'un dispositif marchand par rapport à un dispositif non marchand ? Nous porterons entre autres une attention particulière à la qualité des devenir des bénéficiaires retrouvés à la sortie des programmes effectués.

L'objectif de cette thèse est l'évaluation micro-économétrique de certains dispositifs de la politique active de l'emploi. Nous chercherons à répondre à quelques questions intéressantes économiquement et économétriquement. Nos évaluations seront "programmées" pour ces questions afin d'y répondre.

Dans le **chapitre 2**, l'objectif est double. D'une part, nous chercherons à étudier non seulement ce qui relève des caractéristiques des demandeurs d'emploi (cachées ou non : motivation, confiance en soi, sérieux, etc.), de leurs comportements (auto-sélection) mais aussi des choix des agents de l'emploi (comportement d'écramage, etc.), comportement des entreprises (sélection des demandeurs d'emploi et auto-sélection des mesures) et ceux des pouvoirs publics (risque de substitution, d'éviction, d'effet d'aubaine et de perte sèche). D'autre part,

---

<sup>4</sup> Voir aussi Van Den Berg [1990], Bonnal, Fougère et Sérandan [1995], Fougère, Pradel et Roger [1997].

nous réaliserons une étude qui consiste en une analyse critique de la démarche statistique de l'évaluation de ce point de vue.

Nous nous placerons dans un cadre réaliste. Nous considérerons un éventail de dispositifs hétérogènes pour lequel la connaissance des demandeurs d'emploi est variable : asymétrie d'information (non connaissance de l'éligibilité, non connaissance du programme avant la participation) mais aussi l'aversion/sympathie vis-à-vis des contrats aidés.

Nous partirons de la suite des événements dont le résultat est la participation d'un demandeur d'emploi à un programme de la politique active de l'emploi : éligibilité, information, candidature, acceptation et recrutement effectif (Heckman et Smith [2004]).

Nous proposerons une analyse des divers aspects de sélection mis en œuvre par les acteurs en présence sur le marché du travail : bénéficiaires, agents locaux de l'emploi, agents centraux, entreprises et Etat. Nous mettrons en lumière les divers biais de sélection de ce point de vue ainsi que les formes d'hétérogénéité ce qui rend nécessaire des relativisations à conduire sur l'efficacité des dispositifs.

Nous discuterons des différentes hypothèses de la démarche statistique de l'évaluation : cadre expérimentale vs. non expérimentale, hypothèse de sélection sur observables (resp. inobservables ou bien observables et inobservables (à la fois)), qu'est-ce que la définition rigoureuse d'une caractéristique cachée, comment traduire les différentes hypothèses en termes de données, etc.

*Dans le chapitre 3*, nous mettons en lumière l'ensemble des préconisations de la littérature de l'évaluation non expérimentale en matière des données. En effet, plusieurs sources de données, malgré qu'elles aient montré leurs limites, sont toujours sollicitées dans les travaux d'évaluation : fichier historique de l'ANPE, Assedic, appariement de bases de données, données agrégées, etc.

Non seulement elles n'obéissent pas aux préconisations de la littérature microéconométrique d'évaluation : *i*) les enquêtes généralistes ou encore spécialisées telles que celles du Céreq peuvent contenir des demandeurs d'emploi déjà bénéficiaires des programmes à étudier pendant la période d'observation (censure à gauche) ; *ii*) l'appariement de deux ou plusieurs bases de données nécessite l'existence d'une variable commune (identifiant unique) ce qui est souvent rare ; *iii*) le fichier historique de l'ANPE, national des Assedic ou bien Unédic sont des sources orientées plutôt vers la gestion que vers des études statistiques. Mais aussi, elles ne nous permettent pas d'étendre l'analyse vers des questions plus spécifiques. Ainsi, le choix que nous retiendrons conditionnera certainement la rigueur de notre travail. Notre choix portera sur le panel du "suivi des bénéficiaires des politiques de l'emploi et de la formation professionnelle" de la DARES (*direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques*). Il est celui de la 3<sup>ème</sup> génération.

Au lieu de dénombrer d'une façon simpliste les paramètres techniques de ce dispositif, nous dresserons une liste de ses avantages que nous jugeons comme étant des richesses dans le domaine de l'évaluation : rigueur de l'échantillon de contrôle construit, disponibilité de données longitudinales, intégration d'une dimension spatiale, multiplicité des critères d'efficacité, pertinence des variables pré-traitement, possibilité d'appliquer plusieurs méthodes d'évaluation et d'en comparer les résultats, etc.

Dans le **chapitre 4**, nous nous concentrerons sur la construction rigoureuse de l'échantillon final sur lequel notre évaluation portera, sa différenciation ainsi que la discussion de la situation contrefactuelle. Des vérifications et des délimitations sont à opérer par souci de comparabilité entre les différents échantillons de traités et de contrôle : *i*) Qu'elles sont les populations et périodes à comparer, *ii*) Est-il important de séparer les bénéficiaires/témoins *par cohortes d'entrants/sortants*, *iii*) doit-on distinguer entre les différents types de contrats aidés à l'embauche : CDI, CDD, stage ; leur durée (effective ou conventionnelle). *iv*) Ces différents programmes constituent-ils divers traitements à évaluer ? (en combinant leur type et durée : CDD court, CDD long, stage court, long, CDI, etc.) ; *v*) Comment peut-on prendre en compte le phénomène d'enchaînement de plusieurs contrats aidés chez un même participant, etc.

L'objectif consiste donc en un raisonnement statistique qui nous permettra d'établir diverses contraintes à mettre en lumière dans la littérature microéconométrique d'évaluation de plusieurs traitements. La seule règle connue est de "compare the comparable" (Heckman et al. [1997]).

Dans le **chapitre 5**, après avoir défini les contraintes à appliquer sur les échantillons des traités/contrôle, nous présenterons les données contenues dans le panel de la DARES. Quelles sont les variables pertinentes : celles relatant l'épisode avant l'entrée pour la modélisation des comportements de participation (première étape de l'évaluation) et variables de résultat (critères d'efficacité).

Les enquêtes du panel ont permis de construire un "grand" échantillon du point de vue de la taille ( $N_ = 23\ 762$ ) et des informations contenues : *i*) hétérogénéité des parcours individuels : différentes situations professionnelles avant la participation, divers types de passages (traitements effectués) et de multiples devenir sur le marché du travail après la sortie *i*). Mais surtout nous avons *ii*) : des conditions de vie très hétérogènes et des caractéristiques démographiques et sociodémographiques correspondant à tous profils.

Dans le **chapitre 6**, nous conduisons nos évaluations. Nous construisons notre modèle d'inférence causal. Il s'agit du modèle de Rubin [1974] élargi à plusieurs traitements. Nous soulevons les principaux problèmes méthodologiques de l'évaluation et nous discutons des diverses stratégies pour l'identification de l'effet causal ainsi que de correction des biais de sélection. A chaque type d'hypothèse (sélection sur observables, sur inobservables et à la fois sur observables et inobservables) correspond généralement un estimateur particulier (estimateur par appariement,

méthodes des doubles différences, doubles différences avec appariement, etc.). Nous recourons à ces trois derniers estimateurs. Enfin, nous présentons nos résultats.

## 1.4 Conclusion

Le but de ce chapitre introductif était la mise en perspective de la politique de l'emploi en soulignant certains problèmes liés à son évaluation.

Qu'est-ce que la politique de l'emploi (Section 1.1.1) ? Quelles sont les justifications économiques à sa mise en œuvre (1.1.2) ? De plus, nous nous sommes intéressés à l'évolution de son rôle au sein des politiques publiques (1.1.3). Son champ d'application est-il autonome ? Possède-t-elle un statut de politique publique ?

Actuellement, le champ de la politique de l'emploi est éclaté. La politique de l'emploi a des contours plus diffus et semble constituer un ensemble plus éparé (Lacroix [1994]).

L'expérience acquise au cours de la dernière décennie a mis en évidence non seulement l'existence d'interactions entre certaines politiques publiques et la politique de l'emploi mais aussi entre les propres composantes de cette dernière.

Ainsi, les frontières de la politique de l'emploi avec les différentes politiques publiques sont poreuses : système de prélèvement fiscaux et de prestations sociales, etc. En outre, elle est hétérogène et vise sur le marché du travail des publics-cibles très différents : hétérogénéité à la fois des dispositifs et des populations de demandeurs d'emploi.

En France et dans la plupart des pays de l'OCDE, des moyens financiers de plus en plus importants sont consacrés à sa mise en œuvre (voir Graphique 1.1 et Tableau 1.1). Néanmoins, les justifications tant théoriques qu'empiriques à sa mise en place sont souvent établies avec certaines réserves : effet d'aubaine, effet de substitution, etc. (Section 1.1.2).

Nous nous sommes concentrés sur la politique active de l'emploi, à l'évaluation simultanée de trois types de dispositifs : un emploi aidé dans le secteur marchand, un emploi aidé dans le secteur non marchand et un stage de formation : resp. CIE, CES et SIFE (Section 1.1.3).

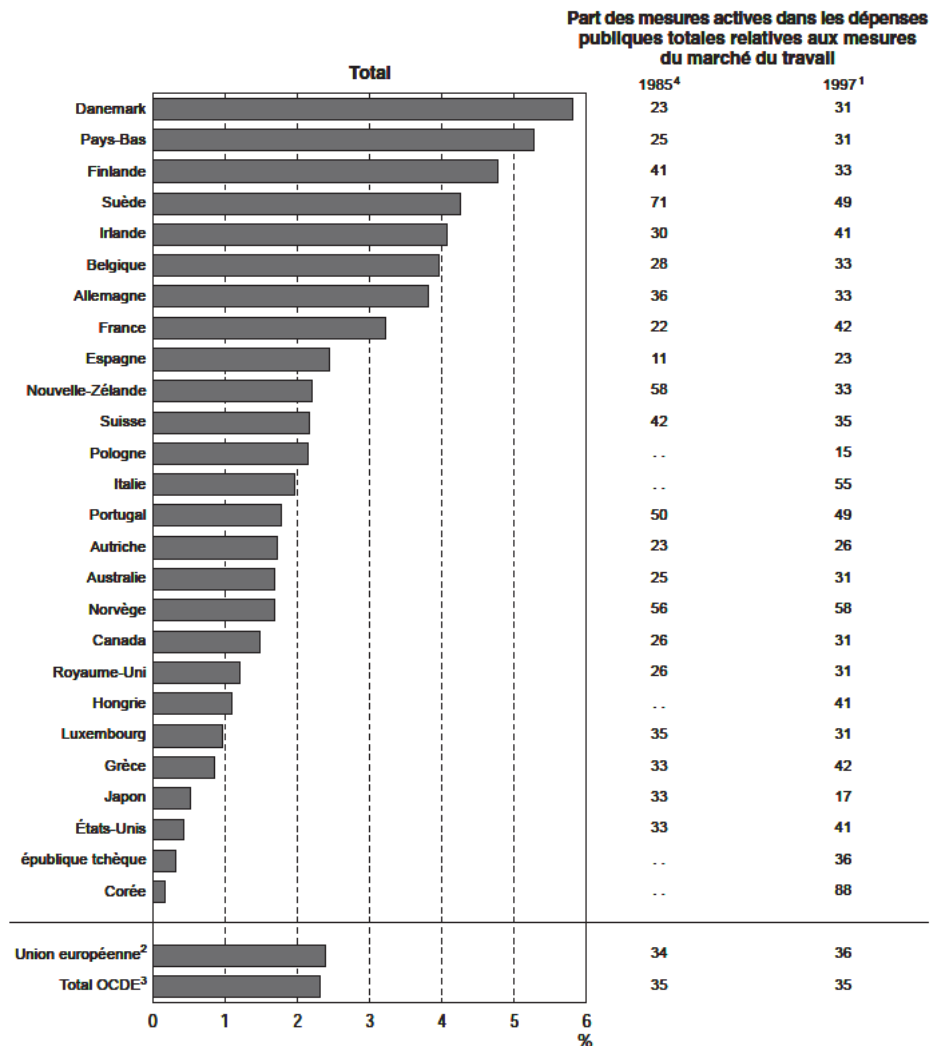
Le problème que nous retenons sur le marché du travail (chap. 6) de montée de précarité de l'emploi, de durée de plus en plus longue du chômage, sa récurrence chez un même demandeur d'emploi et l'éloignement plus ou moins durable de certaines populations vis-à-vis du marché du travail, nous invitent à affiner l'évaluation de ces trois dispositifs.

Dans la problématique, nous avons retenu trois formes d'hétérogénéité dans l'environnement économique où évoluent les bénéficiaires de la politique active de l'emploi ; celles-ci peuvent conduire à des évaluations erronées voire trop partielles : *i*) hétérogénéité et diversité des dispositifs proposés (d'où l'intérêt d'une évaluation multi-traitements, non binaire et successive de

chaque dispositif, ce qui implique un traitement désagrégé des biais de sélectivité face aux comportements d'auto-sélection des demandeurs d'emploi qui deviennent stratégiques et multiples).

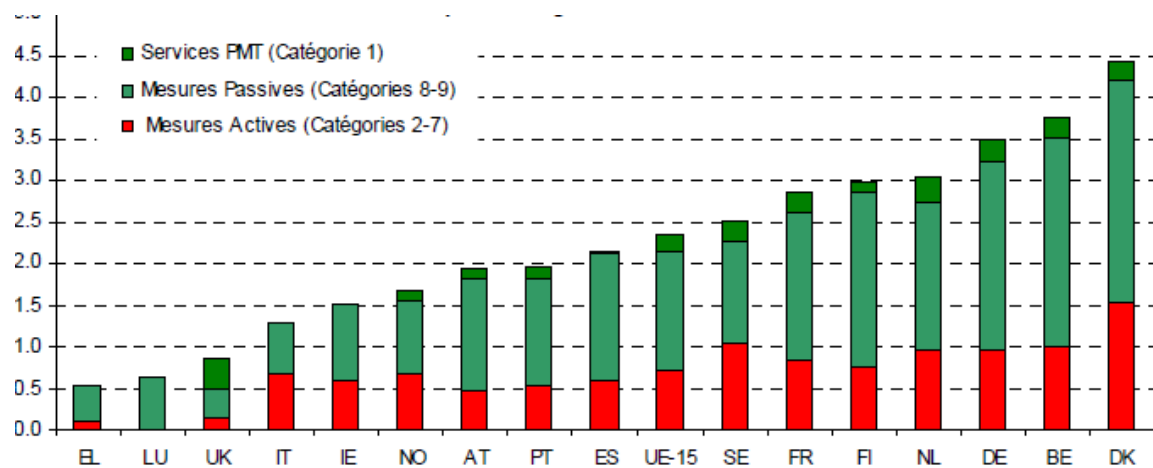
*ii*) hétérogénéité des publics-cibles et des témoins outre l'hétérogénéité individuelle qui reste le cœur du problème de l'évaluation (d'où l'intérêt d'une différenciation systématique des effets par catégories de public et type de dispositif ainsi qu'une construction rigoureuse de la situation contrefactuelle la plus crédible à l'aide de la différenciation de l'échantillon final), et *iii*) hétérogénéité des critères d'efficacité pour une évaluation complète (plus réaliste).

## 1.5 Annexe : Dépenses publiques consacrées aux politiques de l'emploi (en points du PIB)



Source : Base de données de l'OCDE

**Graphique 1.2 : Dépenses publiques en faveur des politiques de l'emploi en 2003**



Source : Base de données Eurostat



## Chapitre 2

# Analyse critique de l'efficacité de la politique de l'emploi : étude théorique vs. empirique

### 2.1 Introduction

La politique de l'emploi, forme privilégiée d'intervention sur le marché du travail, implique la participation de nombreux acteurs : demandeurs d'emploi, Etat, entreprises, agents locaux et centraux de l'emploi ; tous jouent un rôle dans la réussite ou l'échec de ses programmes. Comment aborder la question de l'efficacité de cette politique et plus généralement celles publiques ? Pour ce faire, nous choisissons une optique d'évaluation – niveau microéconomique – et nous mobilisons un type de données : les données non expérimentales. L'évaluation *quantitative*, certes hétérogène par ses approches et outils, constitue la réponse communément adressée à la question de l'efficacité des politiques économiques.

Néanmoins, cette réponse ne correspond pas à une mesure nette de l'efficacité d'un dispositif. Chaque méthode d'évaluation par ailleurs présente des avantages et des limites. Peut-être aussi parce que la recherche de l'effet pur d'un traitement relève du fantasme (Gautié [1995]). Enfin, à ce stade d'avancement de la littérature empirique, plusieurs questions restent en suspens.

Ce chapitre se compose de deux parties. Dans la première, nous précisons la question que doit se poser l'évaluateur (dans cette optique microéconomique) et nous présentons la problématique de construction de la situation contrefactuelle : il s'agit d'un état hypothétique construite à partir des situations observées chez les éligibles non entrés. Nous examinons l'origine des biais de sélectivité retenus lors de la mesure d'impact d'un dispositif d'emploi ciblé. Nous effectuons une analyse qui consiste en une critique de la démarche statistique de l'évaluation. L'évaluation non expérimentale l'emporte-t-elle sur celle expérimentale ? En effet, si les expérimentations contrôlées veulent contrôler les décisions de participation des individus aux traitements, l'évaluation non expérimentale tient compte de ce phénomène naturel sur le marché du travail. Les demandeurs d'emploi ont libre cours de choisir le dispositif qui leur paraît le plus « efficace ».

Dans la section 2.2.1, nous traitons du comportement d'auto-sélection des demandeurs d'emploi et de ses conséquences sur la démarche évaluative. La première étape d'estimation consiste à expliquer les choix de participation des bénéficiaires et des témoins. Que signifie la condition d'équilibrage de la distribution des caractéristiques individuelles dans l'échantillon des traités et celui de contrôle ? Quelles sont les stratégies d'identification des paramètres de la distribution de l'effet causal ? Comment se rapprocher du cadre idéal d'une évaluation expérimentale ? Plus généralement, comment construire un échantillon témoin ? etc.

Nous analysons le comportement de sélection des agents locaux de l'emploi (section 2.2.2). Nous insistons sur l'importance de refléter avec précision les critères d'éligibilité des programmes à évaluer, dans la première étape d'évaluation. Par ailleurs, qu'est-ce que la définition d'une caractéristique inobservée dans le cadre d'évaluation sous l'hypothèse de sélection sur les observables ? Une évaluation sous cette dernière est-elle préférable à celle basée à la fois sur les observables et les inobservables ? L'hypothèse d'indépendance conditionnelle est-elle crédible ? etc. Nous soulèverons et répondrons à différentes questions.

Dans la deuxième partie, nous revenons sur les comportements des demandeurs d'emploi et des agents locaux mais aussi sur ceux des entreprises, des agents centraux de l'emploi et de l'Etat. Nous chercherons à réaliser un bilan analytique de ces différents comportements d'acteurs intervenant dans la sphère des programmes de la politique active de l'emploi.

Il s'agit de comportements de sélection où nous identifions les unités sélectionnantes et les unités sélectionnées. Par exemple, les demandeurs d'emploi choisissent les dispositifs auxquels ils vont participer mais ils sont également sélectionnés par ceux-ci (ciblage à l'aide de critères d'éligibilité), et ainsi de suite.

Sur le marché du travail, ces comportements des différents acteurs s'avèrent imbriqués les uns dans les autres. Pour simplifier cette complexité, nous utilisons comme approche « *la sélection* ». Elle est adaptée là où les approches microéconomiques standards l'économie du travail échouent ou deviennent très compliquées.

Il s'agit d'une analyse qui nous permettra de répondre à la question suivante : *pourquoi n'atteignons-nous jamais une mesure des effets nets d'un dispositif ciblé de la politique de l'emploi ?*

Les externalités résultantes seront appuyées par des exemples concrets issus d'enquêtes récentes sur la réalité de la relativisation de la performance de certains dispositifs.

Nous concluons en dressant un bilan de nos résultats.

## 2.2 Biais de sélection retenus lors de l'évaluation d'un dispositif ciblé de politique d'emploi

Les méthodes existantes pour évaluer au niveau microéconomique l'efficacité d'une politique (programme) en *ex post* sont multiples. Elles varient selon un continuum de niveaux de complexité. A une première extrémité, nous trouvons les évaluations qui se chargent uniquement de déterminer si les indicateurs-clés du bien-être des participants ont atteint les objectifs assignés ou tout simplement s'ils ont progressé. A l'autre extrémité, nous trouvons les évaluations faisant intervenir des techniques sophistiquées pour mesurer ce qu'on appelle le *contre-factuel*, *i.e.* ce qui se serait passé en l'absence de l'intervention.

Les techniques de la première extrémité sont relativement simples à réaliser. Elles permettent d'obtenir des résultats rapidement, c'est pourquoi elles sont les plus répandues (Cerise [2003]). Néanmoins, elles présentent des limites constituant les avantages des méthodes de la deuxième extrémité : *i)* elles ne s'intéressent qu'aux participants, *ii)* elles ne réalisent en conséquence aucune comparaison avec les individus qui n'ont pas participé au programme. *iii)* Elles ne cherchent pas à isoler les effets propres de la politique à évaluer ; d'autres événements ayant pu survenir. Ceci constitue le principal problème auquel fait face l'évaluateur : trouver des interprétations convergentes sur le degré auquel on peut attribuer un changement à une intervention donnée. En effet, même en l'absence du dispositif, la situation des participants aurait été *a priori* différente de celle des non participants.

En évaluation, la construction de la situation contrefactuelle la plus crédible est capitale. A défaut, nous pouvons confondre l'impact spécifique de la politique avec les effets des caractéristiques des bénéficiaires. En effet, les transitions observées après la sortie du programme sont multiples toutefois le problème central de l'évaluation est de dissocier dans les évolutions observées ce qui tient à l'effet de la mesure de ce que tient à la population.

*La principale question que se pose l'évaluateur pour évaluer l'effet d'une mesure revient à se poser la question suivante : « en quoi la situation des bénéficiaires est-elle en moyenne différente de ce qu'elle aurait été si cette mesure n'avait pas existé (mesurée à l'aide de variables de résultat : revenu, taux de sortie du chômage, etc. ? ».*

*La question récurrente des biais de sélectivité et de l'hétérogénéité individuelle sont au cœur de problème de l'évaluation.*

### 2.2.1 Le comportement d'auto-sélection

Le biais de sélection peut résulter du choix des demandeurs d'emploi à entrer ou non dans un dispositif de la politique active de l'emploi : biais d'« *auto-sélection* ». En effet, lorsqu'on abandonne la situation idéale d'une évaluation expérimentale, la prise en compte du caractère non aléatoire des décisions de participation devient le cœur du problème de l'évaluation non expérimentale. Ces décisions sont, avant tout, des choix individuels qui relèvent au moins du domaine de la rationalité économique (Fougère [2007]). Elles ne peuvent être indépendantes de la façon dont les individus évaluent eux-mêmes les programmes qu'ils adoptent. Dans un cas extrême, un demandeur d'emploi peut refuser de participer à une mesure proposée par son conseiller de l'emploi parce qu'il la considère non avantageuse. Ainsi, l'évaluation non expérimentale est intimement liée à la question des décisions de participation individuelle (Werquin [1999]).

Dans ce que suit, nous répondons si l'évaluation expérimentale, de ce point de vue, l'emporte-t-elle sur celle non expérimentale ?

Dans les études d'impact expérimentales, les biais de sélection sont éliminés par construction. Les sujets bénéficiaires du traitement sont assignés par tirage au sort. Selon le vocabulaire biomédical, le principe d'une expérimentation randomisée consiste à répartir le programme entre les individus participants à l'étude aléatoirement : un premier groupe (de traités) recevant le vrai dispositif (molécule active) et un deuxième (non traités) qui reçoit un traitement neutre (placebo). Le principe du double aveugle s'organise ainsi : ni l'évaluateur ni les sujets de l'expérimentation ne connaissent cette répartition. Les participants ignorent à quel groupe sont affectés (simple aveugle) et l'évaluateur ne sait pas à quel groupe est assigné chacun des sujets.

En Europe, dans le champ social, les expérimentations contrôlées, sont relativement rares (Björklund et Régner [1996]) et généralement écartées pour des raisons éthiques ou politiques.

En France, depuis la loi constitutionnelle du 28 mars 2003, la possibilité d'évaluer expérimentalement est inscrite dans la Constitution<sup>5</sup>. L'expérimentation du rSa (revenu Solidarité active) est à ce titre exemplaire<sup>6</sup>.

Aux Etats-Unis, afin d'évaluer l'effet des politiques, le recours aux expérimentations randomisées prévaut. Il remonte aux années 60 et porte sur divers programmes : santé, logement, éducation, économies d'énergie, etc.

A notre égard, une première limite fondamentale des évaluations expérimentales dans le champ social est à souligner : l'existence de l'effet placebo selon lequel les sujets participants à un programme se comportent différemment puisqu'ils se sentent « observés ».

---

<sup>5</sup> Article 37-1 et article 72, alinéa 4.

<sup>6</sup> Cf. Rapport final sur l'évaluation des expérimentations rSa, décembre 2009.

Il est donc possible que la sélection dans le groupe de contrôle accroisse la variable de résultat par un effet de motivation ou de changement de routine (Magnac [2000]).

Nous pensons que l'évaluation expérimentale, de ce point de vue, est valable concernant les politiques de l'emploi pour des dispositifs très particuliers. En France l'anonymisation du CV est un exemple intéressant (voir behaghel et al. [2011]).

Aux Etats-Unis, le bilan des expérimentations des programmes d'aide à l'emploi durant les vingt dernières années est synthétisé dans deux articles rédigés par Fougère [2000a, 200b]. En effet, certains statisticiens et économètres outre atlantique considèrent que seul le respect des conditions d'une expérimentation contrôlée est capable de s'affranchir des biais de sélection et ce, malgré que la mise en œuvre de celle-ci, notamment pour ce dernier domaine, se soit heurtée à des obstacles spécifiques.

D'une façon générale, si dans une évaluation expérimentale, les individus qui souhaitent participer à une mesure sont assignés par tirage au sort, Nicholson [2001] insiste sur le fait que le besoin de constituer un groupe de contrôle – en assignant certains d'entre eux au non traitement – est contraire au droit d'accès fondamental des individus à des programmes jugés bénéfiques.

Les dispositifs de formation ont été les plus difficiles à évaluer en expérimentation contrôlée. Le personnel chargé de conduire ces expériences s'est souvent opposé aux règles d'assignation aléatoire, règles selon lui, contraires à la réussite du programme. Paradoxalement, les mesures d'aides offerts aux chômeurs par les agences locales pour l'emploi ont été plus faciles à réaliser, probablement, parce qu'ils ont offert à ces dernières les moyens les plus importants. Enfin, si les agences chargées de la mise en œuvre de l'expérimentation sont contraintes d'offrir un nombre limité de places, ou si elles sont évaluées sur la base des résultats du programme, elles peuvent être incitées à sélectionner les candidats les plus qualifiés (Fougère [2007]). Cette configuration conduit à une comparaison délicate entre le groupe des traités et celui de contrôle, le premier étant composé d'individus les plus aptes à réussir le dispositif alors que le second d'individus éligibles néanmoins hétérogènes. L'impact estimé est celui de l'effet du traitement sur les traités les plus employables. Notons que cette pratique d'écramage menée par les agences pour l'emploi est aussi rencontrée dans l'évaluation non expérimentale que nous allons traiter dans la section 2.4.

D'éventuelles autres limites peuvent être avancées concernant les évaluations expérimentales telles que le tirage au sort peut ajouter de l'incertitude dans le processus d'accès au traitement en conduisant les sujets les plus adverses au risque de ne pas se porter candidats. De plus, celles-ci sont souvent soumises à des biais de substitution qui apparaissent dès lors que les membres du groupe de contrôle ont accès à des substituts proches du programme à évaluer. L'évaluation du dispositif JTPA (*Job Training Partnership Act*) est très éclaircissante à cet

égard. Durant les 18 mois suivant la procédure d'affectation aléatoire, des enquêtes complémentaires indiquaient que 32% des témoins ont participé à d'autres dispositifs similaires (formations dispensées par d'autres organismes). Parallèlement, les enquêtes de suivi auprès des traités au cours de la même période montraient que 65% de ces derniers ont bénéficié de diverses aides : recherche d'emploi, etc. Enfin, la mise en œuvre de ces évaluations contrôlées est très coûteuse (en temps et en argent). Elle nécessite une formation du personnel et une assistance technique dans chaque centre d'expérimentation pour contrôler les affectations et vérifier que le protocole est rigoureusement suivi. Nicholson [2001] estime les coûts administratifs associés à ces expériences à 30% du budget total alloué à l'évaluation. En effet, l'évaluation expérimentale est très onéreuse. Celle du JTPA, par exemple, a démarré en 1985 et s'est achevée en 1993 (soit 8 ans au total). L'affectation aléatoire, à elle seule, d'environ 20 000 candidats a duré deux ans.

En résumé, le biais de substitution, l'incertitude engendrée par le processus d'affectation aléatoire et le coût élevé des évaluations expérimentales, etc,<sup>7</sup> nous permettent de penser que celles-ci ne sont pas d'autant plus préférables que les évaluations non expérimentales notamment dans les pays en développement (évidemment sans un appui des bailleurs de fonds). En conséquence, s'intéresser aux comportements d'auto-sélection des demandeurs d'emploi est d'autant plus nécessaire que ces derniers ont libre accès aux programmes qui leur paraissent les plus efficaces. Dans la démarche statistique de l'évaluation non expérimentale, comment prendre en compte ces comportements ?

La première étape consiste à expliquer la variable  $T$  de participation au dispositif à évaluer (variable dichotomique : 1 = traité, 0 sinon). La solution commode est d'estimer un modèle de choix discret de type *Probit* ou *Logit* (cadre binaire). Toutefois, lorsque plusieurs traitements sont à évaluer simultanément, le choix de la forme fonctionnelle à utiliser afin d'estimer ces probabilités doit être discuté. Dans le chapitre 6, nous justifions le choix du modèle à mobiliser (dans notre cas).

Dans ce que suit, nous nous concentrons sur le cas d'un seul dispositif afin d'expliquer le problème de l'évaluation. L'exemple suivant est intéressant afin d'apporter des éléments d'analogie tout en expliquant la DGP (processus engendrant les données). Afin de fournir des résultats économétriques corrects, chercher à quoi correspond économétriquement la variable de résultat que l'économiste étudie dans son modèle théorique *i.e.* le ou les paramètre(s) d'intérêt que l'économètre estime constitue une étape capitale. L'économiste s'intéresse par exemple sur le marché du travail au phénomène de la discrimination *homme / femme*. Nous le traduisons par une estimation de la différence de salaire moyen entre les deux sexes.

---

<sup>7</sup> Voir, par exemple, Fougère [2007].

Supposons dès à présent pour notre exemple que l'on dispose d'une base de données qui comporte deux variables : sexe de l'individu (1 : femme, 0 sinon) et le salaire ( $w$ ).

Le modèle statistique est linéaire simple ( $w_i = \beta_0 + \beta_1 \text{sex}_i + \varepsilon_i$ ) avec  $\varepsilon \sim N(0,1)$  et nous cherchons à estimer  $E(w_i)$  : salaire moyen *théorique*.

$$E(w_i) = \begin{cases} \beta_0 + \beta_1 & \text{si sex} = 1, \\ \beta_0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

«  $\beta_1$  » n'est autre que le différentiel de salaire moyen entre les hommes et les femmes. Nous testons si  $\beta_1$  est significativement non nul pour conclure sur l'existence d'une discrimination selon le sexe (sur le marché du travail). Néanmoins, l'estimation immédiate de ce différentiel n'a pas de sens. La série de données dont on dispose correspond à la proportion d'individus ayant accepté de travailler. L'autre proportion ayant choisi de ne pas participer au marché du travail nous échappe. Nos données sont touchées par un problème de troncature auxiliaire et l'estimateur calculé est naïf. Ainsi le concept équivalent chez l'économiste est le salaire de réservation : « niveau de salaire au dessous duquel le demandeur d'emploi n'acceptera pas de travailler ». Cela revient en conséquence à expliquer, avant tout, le comportement de participation au marché du travail.

Au-delà du fait que les comportements des demandeurs d'emploi varient selon qu'on est homme ou femme – l'offre de travail des hommes étant plus élevée que celle des femmes – celle des femmes tient à des caractéristiques qui lui sont spécifiques (en couple ou non, enfants à charge, existence d'une crèche, sa proximité, etc.). Au delà des variables communes (âge, qualification, situation antérieure sur le marché du travail, etc.) une femme plus spécifiquement peut décider de ne pas travailler si, après avoir payé par exemple les frais de garde de ses enfants, le salaire restant s'avère très faibles. Sans chercher à être exhaustif dans cet exemple simple, nous affirmons que s'interroger sur les déterminants pertinents des comportements de participation des demandeurs d'emploi est nécessaire, et la disponibilité des informations les traduisant est obligatoire.

Dans le problème de l'évaluation, l'*efficacité* économique d'un traitement correspond à l'estimation de ses *effets* (impacts).

De même, se limiter à l'étude des seuls bénéficiaires n'a pas de sens. D'une part, la mobilisation d'un échantillon d'individus *éligibles* n'ayant pas participé au programme est obligatoire. D'autre part, la recherche des déterminants pertinents afin d'expliquer les comportements de participation est cruciale. Enfin, la comparaison directe entre ces deux échantillons construits conduit à une évaluation naïve.

Les unités du groupe de contrôle doivent avoir des caractéristiques individuelles qui se rapprochent le plus possible de celles des traités. Il s'agit de maîtriser l'hétérogénéité indivi-

duelle. En effet, la situation des traités aurait été *a priori* différente de celle des non participants même en absence du dispositif. L'objectif est de construire la situation contrefactuelle la plus fidèle possible afin d'atténuer les biais de sélection. Si l'évaluateur dispose de l'information suffisante sur ces caractéristiques (âge, niveau de qualification, ancienneté au chômage, etc.) on dit que la sélectivité s'opère sur les variables *observables*. Sinon : si ces informations ne sont que partiellement observées dans la population étudiée, l'évaluation est rendue partielle et la sélectivité s'opère sur *inobservables*.

Dans la première situation, les bénéficiaires de la politique à évaluer ont des caractéristiques qui les différencient significativement des éligibles non entrés et constituent un échantillon sélectif. Dans la deuxième situation, nous devons introduire toutefois des hypothèses de sélection provenant à la fois des caractéristiques observables et inobservables des bénéficiaires / éligibles au risque de conditionner fortement les résultats de l'évaluation.

Dans le cadre d'une hypothèse sélection sur observables, l'existence et la détermination d'un tel ensemble de variables est essentielle dans la pratique de l'évaluation. Comment se rapprocher du principe d'une évaluation expérimentale ?

Nous nous concentrons sur ce dernier cadre afin de répondre à notre question.

Communément, un jeu de variables assez riche est déterminant pour légitimer ce cadre-ci. Dans la première étape de l'évaluation, l'explication des comportements de participation vise à déterminer les probabilités de participation, *scores de propension*. Nous ne sommes pas dans l'obligation d'introduire une liste exhaustive des variables susceptibles d'expliquer les choix des individus des deux groupes, sinon les densités de scores de propension sont disparates. Dans telle situation, la description des comportements des éligibles non entrés et des participants est quasi-fidèle à la réalité. Il nous suffit de déterminer les caractéristiques individuelles pertinentes qui expliqueraient un tel processus de sélection. Nous déterminons celles nécessaires à la validité de ce cadre d'évaluation, notamment sa stratégie d'identification : propriété d'*indépendance conditionnelle* entre les variables *latentes* de résultat de la politique à évaluer et celle d'affectation à celle-ci. Aussi ce jeu de variables doit-il conduire à un équilibre de la distribution des caractéristiques individuelles dans le groupe des bénéficiaires et celui de contrôle.

Par ailleurs, la propriété d'indépendance conditionnelle est une condition moins restrictive que celle d'indépendance *inconditionnelle* entre les variables latentes de résultat et la variable d'affectation au traitement, cette dernière étant une hypothèse très improbable. Elle stipule qu'il existe un ensemble de variables observables  $X$  conditionnellement auquel cette première hypothèse peut être vérifiée. Ainsi, le fait que deux individus ayant des caractéristiques identiques dont un a participé au dispositif alors que l'autre non n'est dû qu'au hasard.

Si le score de propension résultant de la modélisation des comportements de participation (probabilité d'entrée) est bien construit dans le sens qu'il équilibre la distribution des caractéris-



tiques individuelles dans l'échantillon des bénéficiaires et celui de contrôle, il joue alors le rôle de l'outil de ce tirage au hasard. En conséquence, ceci revient à se rapprocher du cadre idéal d'une évaluation expérimentale (et donc sans biais de sélection). Enfin, à l'aide de la technique d'appariement, par exemple, nous constituons des couples de bénéficiaire/témoins(s) ayant des caractéristiques comparables, éventuellement des scores de propension très proches, afin d'évaluer l'impact du traitement.

La question qui se pose néanmoins est de savoir ce qui différencie réellement les demandeurs d'emploi de ces deux groupes malgré leurs caractéristiques comparables. Certains ont accepté de bénéficier du dispositif à évaluer. D'autres n'ont pas participé. L'hypothèse d'indépendance conditionnelle est-elle crédible (Section 2.2.2) ? En partie, il peut s'agir d'un problème d'orientation des demandeurs d'emploi vers les divers dispositifs de la politique de l'emploi dont la réponse sera apportée par les agents locaux de l'emploi.

### **2.2.2 Le comportement de sélection des agents locaux de l'emploi**

Un biais de sélection peut résulter du choix du personnel chargé d'accepter les demandeurs d'emploi à participer aux différents programmes de la politique active de l'emploi. En effet, le rôle des agents locaux occupe une place importante dans les processus d'affectation aux différents dispositifs. L'orientation des demandeurs d'emploi est d'autant plus délicate à mettre en œuvre que les objectifs à atteindre sont souvent contradictoires (Brodaty [2007]). Selon le rapport d'évaluation de la loi quinquennale :

*« les agents se déclarent partagés entre le souci d'offrir aux entreprises un service efficace et de favoriser ainsi l'emploi, et leur volonté de préserver les intérêts des demandeurs d'emploi (...): dans certains cas, le choix de privilégier l'augmentation du taux de pénétration de l'offre d'emploi grâce à la **mesure**, mais au prix d'une moindre vigilance sur les critères d'éligibilité des publics, a été parfaitement assumé ; à l'opposé, certaines agences locales se refusent à informer d'emblée l'employeur sur la totalité des aides auxquelles un candidat ouvre droit »* (Commissariat Général au Plan [1997]).

Ainsi, si la candidature à un programme relève du propre choix des individus (comportement d'auto-sélection), la phase d'acceptation renvoie non seulement aux choix des opérateurs du service public de l'emploi mais aussi à ceux des entreprises.

La demande des programmes peut, par ailleurs, parvenir de l'employeur et de l'employé sur une entente mutuelle. Cette stratégie est courante pour l'obtention de contrats aidés dans le secteur marchand. Elle l'est aussi pour la création d'emploi dans le secteur non marchand : associations principalement. Comment se manifeste le comportement de sélection des agents locaux de l'emploi dans la démarche statistique de l'évaluation d'un programme ciblé d'emploi ?

Dans cette section, nous traitons de l'importance statistique de refléter rigoureusement les critères d'éligibilité aux programmes à évaluer dans le modèle d'explication des comportements de participation des traités/contrôle, 1<sup>ère</sup> étape d'évaluation. En outre, nous nous interrogeons sur ce qui se passerait si, au-delà de ces critères, parmi les futurs participants, certains se différencient par une caractéristique inobservée par les agents locaux (éventuellement l'évaluateur) : motivation, sérieux, confiance en soi, etc. Nous répondons enfin à la question de savoir si une évaluation sous l'hypothèse de sélection, provenant à la fois des caractéristiques observables et inobservables, est préférable à celle sous l'hypothèse de sélection sur observables (seulement).

Il importe de refléter les principaux critères d'éligibilité aux traitements à évaluer lors de la modélisation des comportements de participation. D'une part, nous devons collecter – si nous sommes dans une optique d'enquête –, ou encore de mobiliser – si les données nous ont été fournies – l'ensemble des informations reflétant les principaux critères d'éligibilité, à savoir l'ancienneté au chômage, le niveau de diplôme, le fait d'avoir une allocation ou non, l'âge, etc. Ces données sont importantes pour justifier en partie l'hypothèse de sélection sur observables, en l'occurrence la stratégie d'identification dans ce cadre d'évaluation sur observables. En effet, une prise limitée de ces variables ou encore des définitions non adéquates dans l'enquête fragilisent ce cadre de sélection sur observables. Celle-ci ne peut être testée statistiquement mais doit être justifiée par une mobilisation riche et rigoureuse de divers types d'informations sur les bénéficiaires/témoins (voir chap. 6, section 6.2 pour la justification conduite).

Plus particulièrement, des définitions non adéquates dans l'enquête, et par conséquent le traitement de ce jeu de variables s'avère obligatoire. Par exemple, la variable âge renvoie à l'information à la date de l'échantillonnage ou encore à la date de la première vague d'enquête et non à celle de date d'entrée, etc. Ce problème de données s'est rencontré dans le cadre de notre évaluation. Dans le chap. 5, nous apportons une attention particulière au traitement des variables des caractéristiques individuelles correspondant aux critères d'éligibilité des dispositifs à évaluer.

Les agents locaux de l'emploi vérifient que les bénéficiaires potentiels satisfont les critères d'éligibilité aux dispositifs qu'ils sollicitent. De notre côté, nous avons pris en considération dans la modélisation des comportements de participation, les principaux critères d'éligibilité aux dispositifs à évaluer. Mais, qu'est-ce qui se passe si, au-delà de ces critères d'éligibilité, en termes d'évaluation, les futurs bénéficiaires se différencient par une caractéristique inobservable par les agents locaux de l'emploi ? Nous fournissons un exemple éclaircissant. Supposons qu'entre deux mesures distinctes néanmoins appartenant à une même catégorie (secteur marchand, par exemple), la plupart des bénéficiaires sortant de la première sont marqués par une nette amélioration des conditions de vie par rapport à ceux de la deuxième mesure (rapide retour à l'emploi, passage d'un CDD à un CDI,...).

*A priori*, les résultats observés chez les premiers participants ne signifient pas obligatoirement que leur mesure soit plus efficace que la seconde sans que l'évaluateur ait vérifié les caractéristiques inobservées des bénéficiaires. Toutes choses égales par ailleurs, ces caractéristiques inobservées aussi par l'agent local, ont eu certainement un rôle déterminant dans l'explication des performances du premier programme. Notons enfin que nous ne distinguons pas entre les spécificités de ces deux mesures ; en d'autres termes, les caractéristiques productives de chacune : existence ou non d'une formation, sa nature (spécifique ou générale), rémunération, etc.

Quelles sont ces caractéristiques ?

En termes d'évaluation, deux conditions sont nécessaires pour avoir un biais de sélection issu du comportement des agents de l'emploi. Les bénéficiaires diffèrent des non bénéficiaires par des caractéristiques inobservables et celles-ci ont eu certainement une part significative dans l'explication des résultats du traitement à évaluer. Ces caractéristiques sont peu recensées dans la littérature alors qu'elles peuvent être de natures diverses. Habituellement, elles renvoient aux caractéristiques productives des traités : sérieux, confiance en soi, motivation, etc. Elles peuvent aussi renvoyer au « capital social », défini comme le réseau d'entre-aides susceptible d'être mobilisé par les bénéficiaires pour accéder à l'emploi. Ce réseau de proximité des demandeurs d'emploi, bien que « négligé » dans l'évaluation, semble cependant jouer un rôle important.

Dans notre évaluation, avant l'entrée dans les différents programmes, tous les bénéficiaires comparativement aux individus du groupe de contrôle ont effectué plus de démarches de recherche d'emploi : candidatures spontanées, annonces, rencontres avec les conseillers, concours de la fonction publique, inscriptions dans les agences intérim. Les participants aux CIE toutefois comparativement aux bénéficiaires des autres dispositifs, déclarent avoir le plus mobilisé des relations personnelles (52%). Les autres pourcentages sont : SIFE (38%), CES (42%) et les témoins (46%), (Tab. 2.1).

Tab. 2.1 : **Appel aux relations personnelles**  
(en % par type de dispositif effectué)

	CIE	CES	SIFE	TEM
Relations personnelles	52	42	38	46
<i>Autres démarches de recherche d'emploi :</i>				
L'ANPE, une mission locale, la PAIO	66	44	28	32
Démarche personnelle auprès de l'entreprise	76	73	69	75
Inscription agences intérim	42	40	44	45
Annonces	5	2	1	11
Concours de la fonction publique	11	16	12	12
Association intermédiaire ou entreprise d'insertion	8	4	4	4

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : pour chaque échantillon de dispositif, les sommes en colonne ne font pas 100%

Enfin, une hypothèse de sélection sur observables l'emporte-t-elle sur celle de sélection sur observables et inobservables à la fois ? Si l'intuition de la démarche de l'évaluation sous l'hypothèse de sélection sur les caractéristiques observables des traités et des contrôle est claire (voir section précédente), celle-ci est jugée trop restrictive par les économètres à laquelle on privilégie l'hypothèse de sélection provenant à la fois des caractéristiques observables et inobservables (Brodaty et al. [2003]). Dans notre évaluation, nous avons enrichi cette hypothèse de sélection sur observables en intégrant l'information sur le sérieux des bénéficiaires/témoins à travers l'intensité de leur recherche d'emploi avant (Tableau 2.1). En termes des techniques d'évaluation, nous dépassons la méthode d'appariement (hypothèse de sélection sur observables) pour recourir à la méthode des doubles différences ainsi que celle des doubles différences avec appariement (hypothèse de sélection sur observables et inobservables). Le panel que nous exploitons nous en permet l'application. Nos données sont des données avant-après (elles renvoient à deux dates : *pré et post* traitement).

Finalement, nous considérons qu'une hypothèse de sélection sur inobservables (seulement) n'est pas adaptée à notre travail. Cette hypothèse repose d'une façon générale sur des formes fonctionnelles spécifiée *a priori* ou encore sur l'existence d'éventuelles variables instrumentales valides. Ce constat est justifié par la richesse des données que nous possédons.

## 2.3 Retour sur les comportements d'auto-sélection

Afin de décider d'entrer dans un programme d'aide à l'emploi, l'individu réalise au moins un arbitrage coût/bénéfice de son choix. Il s'agit du premier niveau de sélection identifié où l'on insiste, dans l'évaluation, sur sa pleine responsabilité des biais de sélectivité. Dans cette section, nous nous invitons à entrer dans une analyse plus approfondie de ce niveau de sélection. Nous dégagerons les limites auxquelles il faudrait accorder plus d'attention dans la démarche statistique de l'évaluation.

Comment se manifeste le comportement d'auto-sélection des demandeurs d'emploi ? Si nous supposons que celui-ci est séquentiel en deux étapes alors le futur participant *i*) *pré-choisit* parmi les différents programmes proposés (et auxquels il est éligible) un ou plusieurs dispositifs qui lui semblent potentiellement bénéfiques ; et par la suite *ii*) vient la décision de participer au plus intéressant. Ainsi, le premier niveau de sélection identifié cache en réalité un comportement plus complexe. Il s'agit du problème d'asymétrie d'information qui justifie cette complexité. La première étape dans ce comportement se légitime principalement par : la non parfaite connaissance par les demandeurs d'emploi de toutes les mesures *i*), et l'ignorance, souvent, de leur éligibilité *ii*). A titre d'exemple dans notre panel, 60% des bénéficiaires du CES ne connaissent pas à l'avance ce dispositif (30% des CIE et 20% des SIFE). En outre, parmi ceux qui savent qu'ils pourraient y accéder ne sont que 50% pour le CES (resp. 25% pour les CIE et 14% pour les SIFE).

D'une façon générale, les futurs participants sont assez peu nombreux à connaître à l'avance le contrat aidé qu'ils vont finalement choisir. Paradoxalement et toujours dans le cadre de notre panel, les témoins sont plus nombreux à connaître à l'avance les dispositifs étudiés (54% pour le CIE, 62% pour le CES). Ce constat ne peut qu'appuyer la première étape que nous avons identifiée dans le comportement d'autosélection des demandeurs d'emploi et confirmer donc un problème d'asymétrie d'information. Nos témoins sont mieux informés que les bénéficiaires et ce, malgré qu'ils aient occupé moins d'emplois aidés ou de stages dans le passé (Tab. 2.2).

Le phénomène d'aversion / sympathie vis-à-vis des contrats aidés constitue un autre paramètre déterminant dans la démarche d'auto-sélection des demandeurs d'emploi et, par conséquent, la décision d'entrer ou non dans ces dispositifs. Ce paramètre est très présent chez nos individus de contrôle. Une grande partie de ces éligibles non entrés déclarent avoir eu une proposition de participation au CIE ou au CES durant les mêmes périodes d'entrée des bénéficiaires par leur conseiller de l'emploi, toutefois ils l'ont déclinée (Tab. 2.3). Ceci peut expliquer notamment pourquoi les témoins, malgré qu'ils aient des caractéristiques très proches de celles des bénéficiaires, qu'ils soient éligibles et mieux informés des différents programmes n'y participent pas. D'une part, il s'agit d'une caractéristique inobservée (l'aversion). D'autre part, nous considérons que celle-ci peut donner une légitimité à la condition d'indépendance conditionnelle dont la crédibilité est souvent remise en cause : deux individus ayant des caractéristiques quasi-identiques dont un a participé au traitement alors que l'autre non est dû au hasard.

Tab. 2.2 : Notoriété des dispositifs (en % chez les témoins)

	CIE	CES	SIFE
Proportion des témoins connaissant le dispositif (à la période d'entrée des bénéficiaires)	54	62	64
Proportion des témoins ne connaissant pas le dispositif (à la période d'entrée des bénéficiaires)	46	38	36

Tab. 2.3 : Aversion aux dispositifs (en % chez les témoins)

	CIE	CES	SIFE
Proportion des témoins n'acceptant pas de participer à ces programmes	33	41	60
Sympathie envers ces dispositifs	67	59	40

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne fait 100%

Face à la diversité des programmes, le futur bénéficiaire peut rester parfois confus face au fonctionnement de chacun : statut proposé (stagiaire, salarié, apprentie,...), nature du contrat à signer (CDD, convention de stage, alternance,...), temps du travail (partiel/complet), possibilité de faire une formation (générale/spécifique), opportunité de renouveler le dispositif une fois arrivée à son terme, sa durée, etc. En conséquence, les évaluations qui partent d'un modèle se basant sur un et un seul programme à mesurer l'impact paraissent correspondre à un état où existe sur le marché du travail plutôt un et un seul dispositif en faveur de tout le monde en dépit de la diversité et l'hétérogénéité de la politique de l'emploi. Ce constat est aussi valable pour les évaluations qui agrègent en un seul état de participation différentes traitements (Bonnal, Fougère et Sérandon [1997], Van Ours [2001],...). Plus spécifiquement, plusieurs mesures, souvent très hétérogènes, sont destinées à un même public-cible.

Ceci ne signifie pas, pour autant, l'abandon du cadre binaire de l'évaluation. Nous le considérons très satisfaisant si le traitement à évaluer est très particulier. En d'autres termes, il s'adresse à une catégorie de population non partagé par aucun autre programme. Il s'agit souvent du cas des micro-dispositifs. Evidemment, nous évoquons l'évaluation non expérimentale. Ces types de dispositifs ne font pas face à un autre traitement concurrent ou similaire. Néanmoins, de ce point de vue, l'évaluation expérimentale l'emporte sur celle non expérimentale. Nous préconisons ainsi que l'évaluation non expérimentale est valable dans le cas de plusieurs programmes (évaluation multi-traitements) alors que celle expérimentale dans le cadre des traitements singuliers. En effet, l'expérimentation contrôlée multi-dispositifs à notre connaissance n'existe pas. Dans le champ social, celle-ci est quasi impossible. Il s'agit d'une sorte de spécialisation des deux méthodes où l'évaluation non expérimentale l'emporte sur celle expérimentale dans le champ des politiques sociales.

Dès à présent, nous nous invitons à entrer plus en détail dans les comportements d'auto-sélection tant que c'est impossible pour les demandeurs d'emploi en une seule étape : *i*) d'avoir connaissance de tous les programmes notamment ceux ouvrant droit ; *ii*) en choisir les plus intéressent ; *iii*) arbitrer entre leurs caractéristiques stratégiques ; et *iv*) décider enfin de participer ou non au plus bénéfique. Tout d'abord, notons que la complexité du système (un nombre élevé des mesures) peut rendre l'offre peu lisible. En effet, un effet désincitatif peut s'opérer sur la demande des participants. La rationalisation du nombre des dispositifs selon des objectifs clairs et non contradictoires constitue un moyen efficace visant à rendre aisée la tâche d'auto-sélection des demandeurs d'emploi. Le rapport d'information du Sénat en France stipule :

*« qu'une véritable simplification du système ne pourrait intervenir sans une refonte plus structurelle de l'architecture des contrats aidés impliquant la fusion ou la suppression d'un certain nombre de dispositifs. Une hypothèse intéressante à explorer serait d'évoluer vers une*

*armature stable avec un ou deux contrats-type pour chacune des quatre grandes catégories : alternance, accès à l'emploi en entreprise, insertion sociale, accompagnement renforcé vers l'emploi.*

Ensuite, il paraît, sur le marché du travail, que si les individus (unité sélectionnante) choisissent les programmes de la politique active de l'emploi (unité sélectionnée), ils sont également sélectionnés par cette dernière. Rappelons que la politique de l'emploi s'adresse à différents publics clairement identifiés.

Supposons maintenant qu'il s'agisse du cas d'une architecture simple et claire des programmes. Les demandeurs d'emploi choisissent-ils toujours le dispositif le plus bénéfique pour eux ?

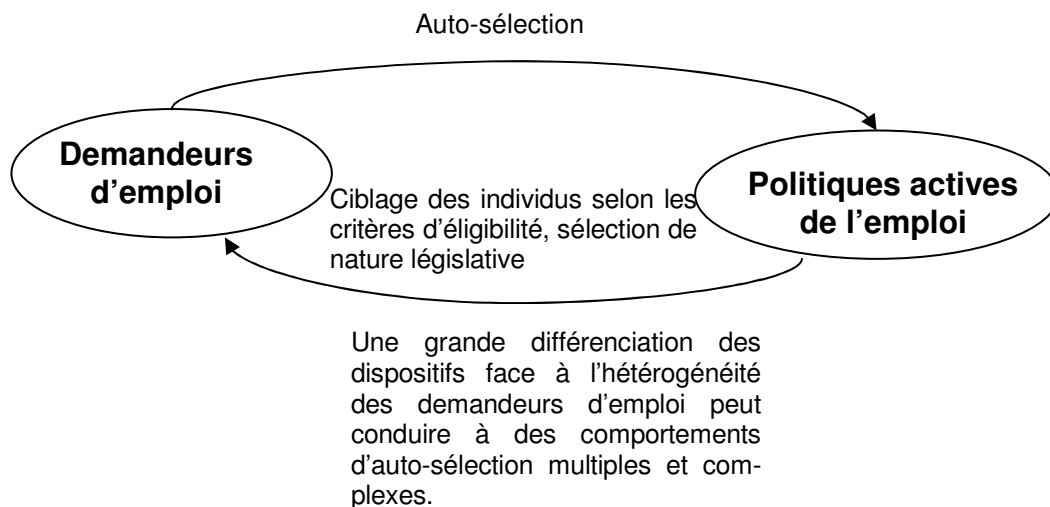
Il s'avère qu'entre la recherche individuelle d'emploi et l'orientation vers les mesures de la politique active de l'emploi, l'arbitrage des demandeurs d'emploi ne semble pas obéir à la rationalité économique.

Le raisonnement semble être d'ordre séquentiel. Au lieu de calculer, dès le départ, les avantages comparés des différentes situations : chômage (minimas sociaux), recherche d'un emploi stable (CDI, CDD) ou d'un emploi aidé, ils donnent la priorité à la seconde option (recherche d'un emploi stable). Ce n'est qu'après plusieurs recherches non fructueuses qu'ils envisagent de s'orienter vers les programmes de la politique active : formation, contrat aidé dans le secteur marchand (resp. non marchand). Ceci peut être expliqué par une certaine réticence, notamment, chez les primo-demandeurs d'emploi, à s'engager dans des dispositifs où la rémunération les laisse dépendants d'autrui, où ils craignent d'être « coincés » pendant une certaine période *ii*), et dont les débouchés semblent être aléatoires *iii*). Ils préfèrent même occuper des 'petits boulots' qui leur donnent une plus grande liberté de saisir d'éventuelles opportunités d'emploi plus stable ; ainsi fournissant des rémunérations plus élevées que celles des contrats aidés. Ce dernier point est important. Dans notre panel, le CES possède un avantage absolu par rapport aux autres programmes étudiés. Il peut être considéré comme une solution d'attente éventuellement renouvelable avec une rémunération supérieure au Smic horaire.

En ce qui concerne ceux qui se dirigent directement vers les programmes de la politique de l'emploi leurs décisions paraissent remplir souvent des objectifs très hétérogènes, parfois incompatibles avec ceux du contrat aidé choisi, de la formation à entreprendre. Pour un même dispositif et selon les demandeurs d'emploi, la décision peut se jouer généralement sur trois paramètres : effet redistributif (aide financière), resocialisation (refuge contre le chômage) et pont vers l'emploi stable. Dans la démarche statistique de l'évaluation, cette constatation est importante. En effet, ces objectifs constituent des caractéristiques inobservables par l'évaluateur. Pour ce dernier, d'ailleurs, est paradoxal que l'individu opte pour une mesure de moindre productivité d'autant que ses caractéristiques observables montrent une grande vulnérabilité

sur le marché du travail. Dans notre évaluation, nous tenons compte de cette constatation. Les objectifs formulés par les traités/contrôle au moment de leur entrée permettent de prendre en compte ces caractéristiques inobservables (voir section 5.7 du chap. 5 : *obj\_formation*, *obj\_emploi*, *obj\_autre*, *obj\_aucun*). Nous les intégrons dans la modélisation des comportements de participation (calcul des scores de propension).

**FIG. 2.1 : Description de l'imbrication des niveaux de sélection entre les demandeurs d'emploi et la politique active de l'emploi**



Dans la démarche statistique de l'évaluation non expérimentale, comment tenir compte de la diversité des dispositifs et de l'hétérogénéité individuelle ? L'interaction entre l'hétérogénéité des demandeurs d'emploi avec celle des programmes de la politique de l'emploi engendre des comportements d'auto-sélection complexes et stratégiques de la part de ces premiers. L'hétérogénéité individuelle (problème par défaut du cadre binaire) est élargie donc à celui de deux environnements aussi bien hétérogènes : demandeurs d'emploi et politique de l'emploi. Nous insistons sur l'abandon du cadre binaire de l'évaluation (non expérimentale). Les probabilités résultant de ce cadre restent limitées sachant qu'il existe autres types de programmes et que les choix des demandeurs d'emploi peuvent porter dessus. Nous pensons que la meilleure façon de procéder consiste à mobiliser des données sur les individus ayant choisi de participer (resp. les éligibles non entrés) selon un éventail de programmes. Autrement dit, une évaluation simultanée. La particularité des divers traitements que nous considérons est qu'ils ouvrent droit à une même population-cible ; des critères d'éligibilité très proches.



## 2.4 Retour sur le comportement de sélection des agents locaux de l'emploi

Nous étudions le comportement des agents locaux de l'emploi à l'aide de l'approche de sélection. Nous nous concentrons sur la pratique d'écrémage et ses conséquences sur la démarche d'évaluation. Le rôle des agents locaux ne se résume pas dans la décision d'accepter ou non les bénéficiaires aux programmes qu'ils sollicitent. Il est primordial dans leur conseil et orientation vers les dispositifs qui leur correspondent le mieux.

Les agents locaux, en gérant la population des demandeurs d'emploi, trient et orientent un public hétérogène vers une panoplie de mesures également hétérogène. Nous pouvons en conséquence les considérer comme étant l'unité sélectionnante et les demandeurs d'emploi et les dispositifs de la politique de l'emploi comme étant les unités sélectionnées.

Dans la section 2.2.1, nous avons indiqué que lors d'une évaluation expérimentale, l'affectation aléatoire des sujets peut ajouter de l'incertitude dans le processus d'accès au traitement en conduisant les individus les plus adverses au risque de ne pas se porter candidats. En outre, si les agences chargées de la mise en œuvre de l'expérimentation sont contraintes d'offrir un nombre de places limité, elles peuvent être incitées à sélectionner les sujets les plus aptes à réussir. Par cette dernière, il s'agit de la pratique d'écrémage à laquelle il faut aussi prêter attention lors de l'évaluation non expérimentale.

Généralement, les agents d'emploi sont « accusés » de procéder à des classements qui leur sont propres. Certes, ils sont limités par les critères d'éligibilité des dispositifs auxquels les demandeurs d'emploi sont sollicités mais ils sont souvent accusés de la pratique d'écrémage. Celle-ci se manifeste lorsque les sujets les plus employables sont dirigés vers les dispositifs les plus productifs. Cette définition que nous considérons ici est plus large que celle retenue dans la littérature. Elle consiste à trier parmi les unités d'une population les meilleurs candidats. Nous distinguons deux populations : celle des demandeurs d'emploi et celle des programmes de la politique de l'emploi (approche de sélection).

Une première question s'impose : comment les agents de l'emploi arrivent-ils à détecter les candidats les plus employables ? Les caractéristiques productives des programmes sont 'tout à fait' connues par les conseillers de l'emploi. Face à l'hétérogénéité de la population des demandeurs d'emploi, comment révèlent-ils plus spécifiquement les caractéristiques cachées des participants : motivation, confiance en soi, sérieux, etc. ? Le travail de Demazière (1992a et b) sur les chômeurs de longue durée illustre bien cette pratique. Il existe une sorte de *présélection*. Les chômeurs sont classés d'après l'expérience des agents locaux de l'emploi, et selon leurs appréciations subjectives en « cas lourds », « volontaires », « débrouillards », etc. : « *Du point de vue des agents, les comportements et les attitudes des chômeurs deviennent des indices essentiels, qui vont leur*

permettre de cerner 'les intentions', 'les aspirations', 'les objectifs' qu'ils poursuivent : identifier un chômeur, c'est construire une interprétation de sa logique subjective permettant de savoir si l'on a affaire à une personne qui veut s'en sortir, qui est prête à faire des efforts, qui joue le jeu, qui s'intéresse aux opportunités du traitement ». Demazière (1994 b, p. 166).

En conséquence, nous pouvons pousser l'analyse en s'interrogeant sur les déterminants qui poussent les agents locaux de l'emploi à faire de l'écramage.

Nous avons noté auparavant qu'un biais de sélection pouvait être induit par le comportement du personnel chargé de sélectionner les bénéficiaires (Section 2.2.2). Aussi, une évaluation peut s'avérer partielle lorsqu'on fait face à au moins une caractéristique inobservée dans la population des traités comparativement à la population des éligibles non entrés et lorsque celle(s)-ci joue(nt) un rôle significatif dans la détermination des résultats du traitement. Il s'agit de la définition complète d'une caractéristique inobservée par l'évaluateur à laquelle on impute ainsi une évaluation partielle voire « erronée » : elle occasionne une performance dans les résultats du dispositif. Nous pouvons en conséquence reformuler notre première question : les agents locaux de l'emploi réussissent-ils à révéler ces caractéristiques cachées déterminantes ? Ces derniers, afin d'éviter de se « tromper », préfèrent sélectionner les plus employables. Là, ils sont presque sûrs que, quelle que soit la part de significativité des caractéristiques cachées dans la réussite ou l'échec du programme en question, leur choix (les plus employables) permet d'atteindre les objectifs de celui-ci.

Soulignons qu'il s'agit en partie de la réponse à la deuxième question à savoir pourquoi les agents locaux de l'emploi font de l'écramage. Les critères administratifs de réussite des dispositifs de la politique de l'emploi assignés à ces agents peuvent être aussi à l'origine de cette pratique. Si, par exemple, ces derniers sont jugés sur le taux de placement des demandeurs d'emploi à la sortie des programmes, ils seront fortement incités à sélectionner ceux qui auront *a priori* les plus grandes chances de le réussir (et donc les plus employables). Citons l'exemple du programme *PAQUE*<sup>8</sup> (Préparation Active à la Qualification et à l'Emploi) lancé en France en 1992, instaurant une prime à l'intéressement au placement, au bénéfice des organismes de formation pour l'abandonner rapidement. En effet, cet argument d'agents 'primés' est exemplaire à ce titre (programme *PAQUE*). Le critère de réussite basé sur le taux de placement des bénéficiaires (ou autres), à la sortie des traitements effectués, est peu utilisé en France. Néanmoins, suite à la libéralisation partielle du service d'intermédiation sur le marché du travail (service assuré par le monopole historique 'ANPE'), certaines agences pour l'emploi 'privées' ont vu le jour. Cette nouvelle donne mérite un examen approfondi (voir Behaghel, Crépon et Gurgand [2009] ).

La dernière question est la suivante : comment prendre en considération la pratique d'écramage des agents locaux de l'emploi dans la démarche statistique de l'évaluation ?

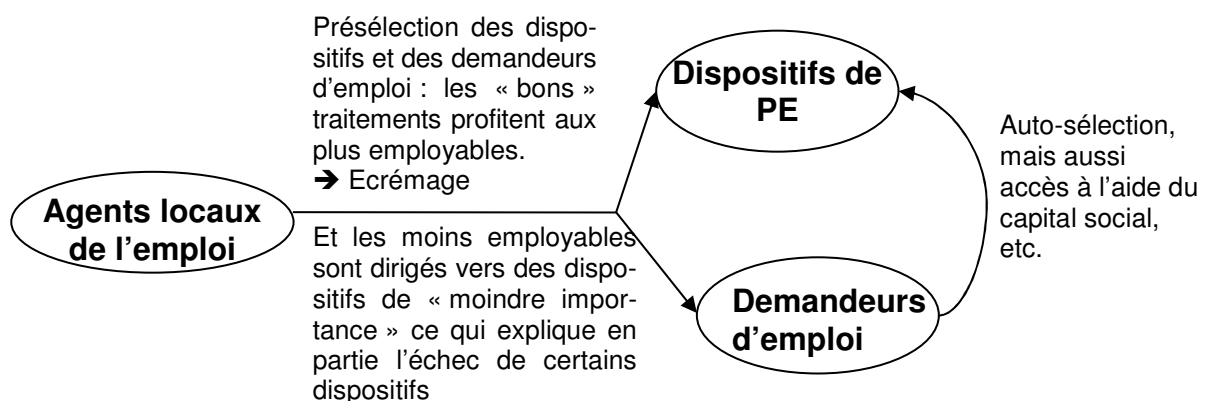
---

<sup>8</sup> L'originalité du dispositif *PAQUE* vise à appréhender les problèmes d'insertion dans leur globalité : emploi, formation mais aussi santé, logement et citoyenneté. Depuis les années 80, en effet, un certain nombre de dispositifs, et plus récemment *TRACE* (Trajet d'accès à l'emploi) lancé en 1998, ont essayé de concilier professionnel, éducatif et social.

La pratique d'écrémage s'avère être à l'origine de biais rendant plus compliquée une évaluation à partir d'une comparaison des participants et des éligibles non entrés (Aucoutourier [1994]). Le processus de sélection opéré par les agents de l'emploi crée une certaine hétérogénéité difficilement observable par l'évaluateur. Ainsi, les programmes ont tendance à favoriser les demandeurs d'emploi les plus employables alors qu'au départ les populations-cibles sont hétérogènes. Il peut s'avérer très dangereux lorsqu'une mesure conçue pour un public en très grande difficulté se voit attribué à une population soulevant des problèmes moins complexes. L'efficacité du traitement à évaluer est avérée alors que celle-ci est à relativiser de la dérive conduite par le comportement de sélection des agents de l'emploi. Cet effet de glissement des programmes de l'emploi a été analysé dans le cas du dispositif TRACE. Au fil du temps, le profil des participants s'est déplacé vers des niveaux de qualification plus élevés. La DARES constate que les jeunes sans qualification représentant 64% des entrées au début du programme n'en constituaient plus que 51% à la fin<sup>9</sup>. En termes d'évaluation, il semble que l'efficacité du programme se soit renforcée avec le temps, alors qu'en réalité, nous avons une inadéquation partielle entre les profils des bénéficiaires entrants et les objectifs du programme.

Comment remédier contre les problèmes posés par la pratique d'écrémage ? Nous pensons que se focaliser sur la mesure de l'impact des traitements sur la population des plus prioritaire est d'une importance cruciale. Elle constitue la réponse à notre question : comment prendre en compte la pratique d'écrémage des agents de l'emploi.

**FIG. 2.2 : Description de l'imbrication des niveaux de sélection entre les agents locaux de l'emploi, les demandeurs d'emploi et les politiques de l'emploi.**



<sup>9</sup> Cf. DARES [2005] « Sur les traces de TRACE : bilan d'un programme d'accompagnement des jeunes en difficulté ».

## 2.5 Les agents centraux de l'emploi

Pourquoi distinguer entre les agents centraux de l'emploi et les agents locaux ?

Comme le souligne Barbier [1994], il y a un écart important entre les catégories centrales de la politique de l'emploi *qui sont utilisées pour la conception et l'édiction centrales des politiques* et les catégories locales *qui sont les outils des interactions locales mettant en présence des agents publics et les citoyens au chômage* (p. 125).

Par ailleurs, lors de l'analyse du comportement des agents locaux de l'emploi, nous avons insisté sur les risques de la pratique d'écrémage. Les agents locaux de l'emploi sont l'unité sélectionnante, et les demandeurs d'emploi et les mesures de la politique de l'emploi constituent les unités sélectionnées. Le risque est un glissement des programmes en faveur de populations ayant des problèmes moins complexes sur le marché du travail, voire une stigmatisation de certains des dispositifs. En effet, selon la définition que nous avons retenue pour la pratique de l'écrémage, les agents locaux ont tendance à orienter les individus les plus employables vers les programmes les plus productifs.

Il s'agit là d'un des aspects de sélection des agents centraux : ils constituent l'unité de sélection et les critères de réussite administratifs des dispositifs assignés aux conseillers locaux constituent l'unité sélectionnée. Les agents centraux doivent assigner aux agents locaux les bons critères de réussite propres aux différentes mesures : ces critères ne doivent pas être basés sur des primes avantageuses laissant libre cours à la pratique d'écrémage. Aussi, l'adoption d'éventuels autres critères simplistes peut être trompeuse. Citons le critère le plus couramment utilisé : un objectif quantitatif à atteindre. Plus spécifiquement, un quota élevé risque de solliciter les agents à adopter clairement une politique du chiffre (maximisation de la production). En termes d'évaluation, le traitement, dans l'apparence, semble être très efficace. Il a eu un énorme succès alors que les résultats sont *a priori* à relativiser.

Cette politique de « faire du chiffre » est particulièrement adoptée par les agents lorsqu'ils font partie d'une nouvelle antenne dont le directeur veut montrer des résultats très positifs. Nous citons l'exemple du dispositif marocain "PAE" (Programme Action-Emploi) où une stratégie de maximisation de la production a été clairement observée : dans certaines agences d'intermédiation (ANAPEC) nouvellement créées, le taux de placement des bénéficiaires dans ce programme atteignait les 90%. Par ailleurs, la pratique d'écrémage était réelle dans certaines autres agences : les conventions ont profité aux jeunes diplômés les plus employables. Ces pratiques peuvent être identifiées aussi auprès d'agences ayant eu de faibles résultats durant leurs années d'exercice précédentes, l'objectif étant d'améliorer leur réputation en montrant une comptabilisation d'un maximum de bénéficiaires aux différents programmes.

Dans la section 2.3, nous avons indiqué qu'un nombre élevé de programmes peut rendre l'offre peu lisible et compliquer par conséquent le comportement d'auto-sélection des demandeurs d'emploi. Il s'agit là d'un des rôles des agents centraux de l'emploi : ceux-ci gèrent les mesures en en créant de nouvelles, en en supprimant certaines, en en fusionnant d'autres, etc. En conséquence, il paraît que les agents centraux sont l'unité sélectionnante et les mesures de la politique de l'emploi sont l'unité sélectionnée. Le rapport d'information du Sénat stipule :

« qu'une véritable simplification du système ne pourrait intervenir sans une refonte plus structurelle de l'architecture des contrats aidés impliquant la fusion ou la suppression d'un certain nombre de dispositifs. Une hypothèse intéressante à explorer serait d'évoluer vers une armature stable avec un ou deux contrats-type pour chacune des quatre grandes catégories : alternance, accès à l'emploi en entreprise, insertion sociale, accompagnement renforcé vers l'emploi.<sup>10</sup>

Plus spécifiquement, au delà du secteur (marchand/non marchand) et des critères d'éligibilité, divers aspects différencient les programmes : l'échelle de la mise en œuvre (local ou national), nature du contrat (stage, CDD / temps partiel, complet), durée du dispositif, présence d'une formation, etc. Aussi, une conception plus approfondie des dispositifs en intégrant notamment la possibilité de sanction est une option intéressante. Celle-ci permet de renforcer l'efficacité des traitements. L'exemple du programme *New Deal for Young People* est éclaircissant à cet égard. Ce programme a été mis en œuvre au Royaume-Uni. Les publics-cibles sont les jeunes les moins qualifiés. Le jeune bénéficie d'un accompagnement financier tout au long de sa période de passage par le dispositif ; sinon au cas de non assiduité il se voit ses allocations réduites.<sup>11</sup>

Les agents centraux de l'emploi, selon des objectifs « politiques », conceptualisent et réforment les dispositifs de l'emploi. Ils gèrent les demandeurs d'emploi (critères d'éligibilité) et modifient le fonctionnement des programmes au fil du temps. D'une part, la modification du fonctionnement des mesures pour favoriser un public jugé prioritaire peut s'opérer au détriment d'un autre public (effet de *substitution*). D'autre part, ces réformes peuvent répondre à une politique de gestion de la file d'attente qu'à une stratégie de réduction de chômage en soi. L'ordre des demandeurs d'emploi dans la file peut être affecté, sans que ni sa longueur, ni le volume du chômage ne soient forcément affectés. Enfin, ces interventions de la part des agents

---

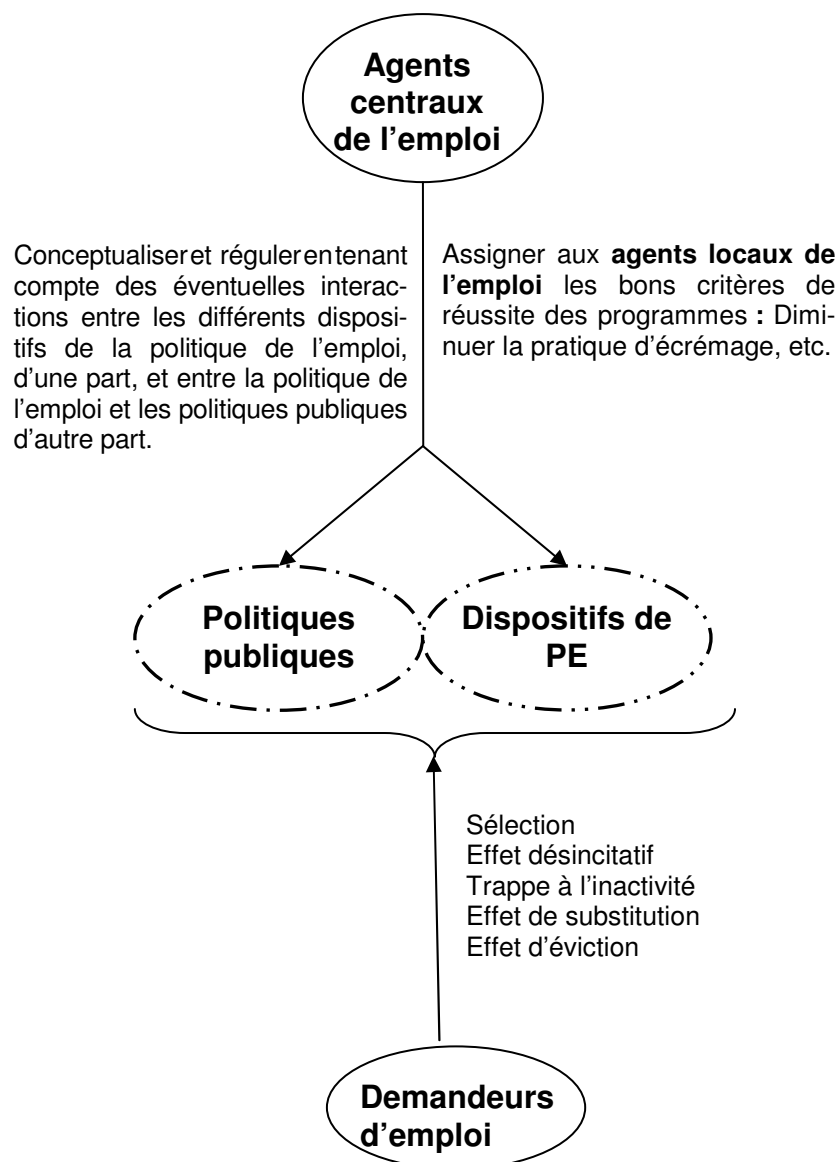
<sup>10</sup> Le CUI-CIE (Contrat Unique d'Insertion – Contrat Initiative Emploi, secteur marchand) et CUI-CAE (resp. Contrat d'Accompagnement dans l'Emploi, secteur non marchand) sont entrés en vigueur le 1<sup>er</sup> janvier 2010.

<sup>11</sup> Les critères d'éligibilité sont : jeunes chômeurs de 18 à 24 ans répondant à au moins une des conditions suivantes : absence d'activité depuis au moins 6 mois ; indemnisation du chômage depuis 6 mois ; existence d'un handicap sévère dans la recherche d'emploi (jeunes sans domicile, toxicomanes, jeunes handicapés, etc.). Cf. De Giorgi G., Long term effects of a mandatory multistage program : The *New Deal for Young People* in UK, University College London, 2005

centraux de l'emploi peuvent être multipliées dans le cas d'un seul dispositif pour constituer des réponses ponctuelles d'orientation vers une de population jugée prioritaire à un moment donné, mais qui ne l'est plus dans un second temps. Dans le cas du CIE (notre évaluation), ces réformes ont joué au fil du temps, entre les demandeurs d'emploi jeunes et les chômeurs de longue durée.

Finalement, une procédure de participation assez compliquée à un programme malgré que celui-ci semble favoriser la construction de parcours qualifiants peut être perçue par le participant comme « lourde » et peut conduire au non entré (aspect désincitatif du programme).

**FIG. 2.4 : Description de l'imbrication des niveaux de sélection entre les agents centraux de l'emploi, les agents locaux de l'emploi, les politiques d'emploi et les individus**



## 2.6 Le comportement de sélection des entreprises

Si les entreprises sélectionnent leurs travailleurs, elles sont également sélectionnées par ces derniers (théorie d'appariement, *job search* : Blanchard et Diamond [1998], Pissarides [1990], Mortensen et Pissarides [1994]). Du point de vue de la politique de l'emploi, si les entreprises peuvent décider de faire appel à un dispositif, elles font l'objet de sélection de la part de ceux-ci. Il s'agit là d'un autre versant du ciblage de la politique de l'emploi : ciblage par types d'entreprises voire par types de secteurs d'activités, etc.

Dans le premier niveau de sélection, entreprises vs. travailleurs, les programmes visant l'amélioration de l'efficacité de l'appariement entre *postes vacants* et *demandeurs d'emploi* sont clairs.

La mesure *travailler dans un secteur dynamique* (crédit d'impôt de 1000 €), par exemple, a pour objectif d'aider les entreprises, principalement de l'agriculture, BTP, travail des métaux et mécanique, à trouver de la main d'œuvre en proposant aux jeunes de moins de 26 ans un crédit d'impôt de 1000 € qui peut être versé par **anticipation**.

Dans le deuxième niveau de sélection, entreprises/dispositifs d'aide à l'emploi, le ciblage par types d'entreprises peut, par ailleurs, s'effectuer sur d'autres critères comme la taille de celles-ci en dépit du secteur d'activité. La mesure « *je peux pouvoir embaucher avec souplesse : allègement des charges patronales de sécurité sociale* » a pour objectif d'agir en faveur des établissements de moins de 20 salariés, dont le développement économique est un facteur de création d'emplois.

Divers autres critères de ciblage de la politique de l'emploi peuvent être avancés comme le lieu de résidence du demandeur d'emploi. Le dispositif '*apprendre un métier dans l'entreprise : groupes solidarité-emploi*' a pour objectif de mobiliser les entreprises à embaucher dans les Zones Urbaines Sensibles (ZUS). S'agissant des jeunes, l'exonération « *je peux surmonter le seuil fiscal de 10 ouvriers* » a pour but d'inciter les établissements à embaucher des jeunes de moins de 26 ans sans que ce recrutement n'entre dans le calcul des effectifs par l'URSSAF. L'employeur n'a pas à faire face à de nouvelles obligations financières liées au franchissement de seuil et le dispositif prend fin le jour du vingt-sixième anniversaire du jeune recruté.

En pratique, les entreprises, en voulant faire appel à une mesure, sont invitées à sélectionner parmi celles proposées par l'Etat (comportement d'*auto-sélection*). Ce comportement toutefois peut être motivé par des intérêts (minimisation des charges : formation, coût de recrutement, charges sociales, rémunération, etc.). Des externalités négatives peuvent être induites : effet d'aubaine, de substitution, d'éviction et de perte sèche pour l'Etat. Ces externalités viennent relativiser l'efficacité jugée avérée de certains contrats aidés de la politique active de l'emploi. Nous développons quelques exemples intéressants à cet égard en définissant ces risques économiques et en dévoilons les comportements d'opportunisme des employeurs.

– *L'effet d'aubaine* : Il y a effet d'aubaine quand une entreprise profite des avantages d'une mesure pour embaucher un travailleur qu'elle aurait de toute façon embauché. Parmi les comportements auxquels les employeurs ont recours pour chercher des effets d'aubaine, ils décalent leur période de recrutement pour la faire coïncider avec les prochaines dates d'entrée en application d'une mesure particulièrement attractive, l'objectif étant de réussir leur campagne de recrutement à moindre coûts. Dans une enquête récente réalisée par la DARES et l'ACOSS sur la base d'un échantillon de 3000 salariés en CNE (Contrat Nouvelles Embauches), 70% des chefs d'entreprises interrogés déclarent que, si le CNE n'avait pas existé, ils auraient embauché à la même date sous une autre forme de contrat.

– *Effet d'éviction*

On parle d'effet d'éviction lorsque l'employeur, bénéficiant de l'avantage financier accordé par le programme de la politique de l'emploi, aurait employé quelqu'un d'autre s'il n'y avait pas eu cet avantage. Les entreprises par exemple cherchent clairement à recruter le demandeur d'emploi qui lui permet d'être éligible à la politique alors qu'en réalité, le profil recherché pour le poste n'est pas impérativement une personne de la population des éligibles.

Par exemple, recruter un jeune car le dispositif oblige que le travailleur ait moins de 26 ans. Cela permet à l'employeur de profiter de l'avantage offert par le programme mais surtout de payer un salaire moindre qu'à une personne plus âgée et donc *a priori* plus expérimentée. Ici, l'effet d'éviction existe car il se peut que quelqu'un d'autre ait pu bénéficier de cet emploi si l'avantage financier n'avait pas existé, éventuellement un chômeur de longue durée.

Selon l'enquête de l'AGEFOS-PME (fond d'assurance des salariés des PME) auprès de 504 responsables de PME, les exonérations de charges sociales constituent leur principal intérêt (76% de ces employeurs). En conséquence, il s'agit souvent de l'attractivité financière de la mesure qui conduit à un effet d'éviction.

– *L'effet de substitution*

Par ce dernier effet d'éviction, notamment lorsqu'il prend de l'ampleur, il devient particulièrement dangereux. En effet, les entreprises, en adoptant le comportement décrit ci-dessus, remplacent une partie des demandeurs d'emploi qui ont vraiment besoin de la mesure par ceux qui ont moins besoin. On parle alors d'un effet de *substitution*.

Du point de vue des entreprises, l'effet de substitution peut aussi être présent : des entreprises moins prioritaires se substituent à une grande partie de celles les plus en nécessité de la politique. Prenons l'exemple d'une mesure qui prévoit une subvention attractive à l'employeur pour chaque embauche d'un chômeur diplômé, la grande partie des postes occupés néanmoins sont ceux de représentants commerciaux, d'animateurs dans des hôtels, de caissiers, etc. L'ob-



jectif de cet exemple est double. Il témoigne d'un effet de substitution au détriment des chômeurs diplômés mais aussi des entreprises demandeuses en travail qualifié. Aussi, l'existence d'un tel phénomène auprès des demandeurs d'emploi prouve que ces postes sont acceptés davantage pour leur fonction de refuge contre le chômage que pour des considérations liées à l'accumulation de l'expérience professionnelle.

D'une manière générale, un effet de substitution est relevé lorsqu'une grande partie de la population-cible est loin d'être la prioritaire (parmi la (les) population(s) considérée(s) par le dispositif). Il se produit lorsqu'un très grand nombre d'entreprises cherchent clairement à recruter à partir du public éligible à la mesure, alors qu'en réalité les exigences du poste à pourvoir ne nécessitent pas les types de profils des bénéficiaires recrutés. L'objectif vise tout simplement profiter des avantages financiers liés au traitement.

– *La perte sèche*

Par l'effet d'aubaine, les avantages financiers constituent des dépenses publiques inutiles (subvention, prise en charge, formation, etc.), voire un manque à gagner pour l'Etat (allègement des cotisations à la sécurité sociale, exonération fiscale, etc.). En effet, même en absence de l'aide, les entreprises auraient pris la même décision.

Concernant l'effet d'éviction, de même, l'aide instauré dans le dispositif est une perte sèche. En outre, l'attractivité financière de celle-ci a incité l'employeur à recruter parmi la population éligible à la mesure alors qu'il aurait pu employer quelqu'un d'autre, notamment un chômeur de longue de durée.

Nous évoquons maintenant un dernier exemple où la perte sèche est clairement identifiée. Les conventions de recrutement en dispositifs signés correspondent à des emplois existants, donc à des dépenses publiques inutiles. Dans le dispositif SEJE (*Soutien à l'Emploi des Jeunes en Entreprise*), une part importante des bénéficiaires était déjà salariés dans ces entreprises. Selon les statistiques de l'Unédic, 54% des jeunes embauchés en SEJE étaient déjà insérée dans le monde de l'entreprise<sup>12</sup>.

D'une manière générale, l'entreprise ne procède au recrutement des bénéficiaires d'une mesure qu'en CDD et la renouvelle dans un deuxième temps, son but étant de maintenir les avantages financiers perçus. Cela peut permettre soit de réduire les charges salariales (une main d'œuvre bon marché) en optant pour une politique d'emploi temporaire de demandeurs d'emploi éligibles aux dispositifs (des CDD remplacés par des contrats aidés rarement transformés en CDI), soit de réduire les coûts de formation et de sélection de ces travailleurs tout

---

<sup>12</sup> La mise en place de ce dispositif laisse aussi présumer l'existence d'effets d'aubaine importants. D'abord, le dispositif s'est appliqué de façon rétroactive. Ensuite, l'absence de toute date limite dans le délai de dépôt des conventions a conduit à accorder l'aide à des demandes effectuées postérieurement à la date d'embauche.

au long de leur période de passage par les dispositifs au sein de l'entreprise avant de décider de les garder ou non (des contrats aidés transformés en CDI dans les cas les plus favorables).

Un ensemble de travaux d'évaluation rend compte de cet aspect de sélection stratégique des mesures de politiques de l'emploi par les entreprises. Toutefois, les effets ou risques économiques induits par ces comportements sont difficiles à évaluer : effet d'aubaine, d'éviction, de substitution, perte sèche, etc. Leur présence témoigne de la difficulté de l'exercice des critères d'éligibilité 'adéquat' à instaurer. Enfin, toutes tentatives de les éradiquer rendrait nécessaire le déploiement d'un mécanisme de contrôle sans doute très coûteux pour l'Etat mais aussi qui peut s'avérer contraignant pour les employeurs 'administrativement'. Nous pensons qu'il existe un niveau incompressible de ces effets quelque soit le degré de la bonne conception des dispositifs ou encore le degré de contrôle.

## **2.7 L'Etat**

En premier lieu, nous considérons l'Etat comme étant un employeur, celui-ci peut faire appel aux dispositifs de la politique de l'emploi dans le cadre de ses recrutements (au-delà des autres formes : concours de la fonction publique, vacations, intérim, etc.), à savoir les contrats aidés non marchands. Lorsqu'il n'est pas directement l'employeur, l'Etat apparaît comme la troisième partie signataire de la convention de recrutement (employeur, employé, Etat) et ce, quel que ce soit le type du contrat aidé : secteur marchand ou non marchand. Plus spécifiquement, il s'engage vis-à-vis des travailleurs et des employeurs à verser les avantages liés aux dispositifs sollicités. Les employeurs sont ainsi divers : entreprises, mairies, hôpitaux, associations, chantier d'insertion, etc.

Enfin, l'Etat peut intervenir dans d'autres types de mesures des politiques d'emploi tels que ceux de la formation ou d'aide à la création d'entreprises. Dans notre exemple de données, parmi les contrats aidés par l'Etat, nous citons : ACCRE (Contrat Aide Aux chômeurs Créateurs d'Entreprise) CEJ (Contrat Emplois-jeunes), CA (Contrat d'Adaptation), CO (Contrat d'Orientation), CIE (Contrat Initiative Emploi), CES (Contrat Emploi Solidarité), CEC (Contrat Emploi Consolidé) et les stages de formation (16-25, SIFE, FNE-cadres, etc.).

En conséquence, l'Etat sélectionne dans les politiques d'emploi notamment son type d'action. Que ce soit en tant qu'employeur ou partie signataire de la convention de recrutement, son implication peut être variable. D'une part, d'un contrat aidé à un autre, les avantages financiers accordés sont différents. D'autre part, l'Etat peut mettre l'accent sur tel ou tel groupe des demandeurs d'emploi afin de le favoriser. Nous pouvons penser, par exemple, qu'au sein de la population des chômeurs, il peut privilégier les jeunes surtout en rendant une certaine mesure en leur faveur très attractive voire en intervenant dans l'ensemble des programmes en leur faveur.

Dans son implication, l'Etat peut donc conditionner la 'bonne' réussite d'un programme ou d'un autre. D'une manière générale, il peut mettre l'accent sur les dispositifs qui lui paraissent les plus efficaces, notamment ceux de la politique active de l'emploi (grâce à son comportement de sélection) : l'Etat est l'unité sélectionnante et les dispositifs ainsi que les demandeurs d'emploi sont les unités sélectionnées.

Il peut même favoriser ceux de la politique passive. Les RTT (lois sur la Réduction du temps de Travail) et les pré-retraites en sont deux exemples. Elles semblent être plus efficaces que certains dispositifs de la politique active et moins coûteuse notamment pour l'Etat. La loi Robien [1996] et plus tard la loi Aubry [1998, 2000] 'les 35 heures' (lois de réduction de la durée légale du travail), avaient pour objectif de permettre de nouvelles embauches et éventuellement d'éviter les plans de licenciement très coûteux pour l'Etat. En contrepartie, l'Etat allège seulement les charges patronales des entreprises adhérentes, et par conséquent, des dépenses moindres.

Les préretraites lui assurent la réduction du chômage des jeunes en imposant aux entreprises d'embaucher pour chaque préretraité un jeune demandeur d'emploi. D'une part, l'employeur n'aura plus à verser de prime de licenciement, et d'autre part, l'Etat versera moins d'indemnité chômage. Enfin, le financement de cette préretraite est assuré partiellement par le jeune chômeur recruté.

En conséquence, l'Etat, dans son action, peut favoriser une politique par rapport à une autre. Il peut faire appel aux politiques actives de l'emploi néanmoins associés aux éventuelles externalités que nous avons évoquées : effet d'aubaine, de substitution, trappe à l'inactivité, perte sèche, etc. (Section 2.6) ou bien des *policy mix* : un ensemble de politiques économiques approprié, voire ne pas intervenir.

Néanmoins pour Gazier [2000], la politique de l'emploi, forme privilégiée de régulation du marché du travail, est nécessaire, même en situation de plein emploi : il avance des raisons d'adaptation aux enjeux qualitatifs et démocratiques de l'emploi.

Nous considérons maintenant l'Etat en tant que les 'pouvoirs publics'. L'Etat peut s'impliquer dans la réussite de la politique d'emploi de plusieurs façons : que ce soit, par la restructuration tant au niveau administratif qu'au niveau des moyens et des institutions du marché du travail qu'il met en œuvre : ministère du travail, direction de l'inspection du travail, opérateur public d'intermédiation et de gestion des programmes de politiques de l'emploi (Pôle emploi), etc, ou encore, par les campagnes de sensibilisation et de sollicitation pour réussir en particulier une mesure-pilote de politique de l'emploi. L'exemple du PAE (Programme Action-Emploi) est enseignement du comportement des pouvoirs publics marocain par exemple. Le PAE est le successeur du programme « *Formation-insertion* ». Or, le nombre de conventions de stage réalisées dans le cadre du PAE est **dix** fois plus élevé que celui réalisé dans le cadre de For-

mation-insertion (ANAPAC, 2001). La performance exceptionnelle du PAE en termes de réussite (nombre de participants) pousse à conclure à un effet positif du PAE. Cependant, le contexte de la mise en place du PAE ou encore le comportement de l'Etat indique deux spécificités. D'abord, le PAE a bénéficié d'une forte implication des pouvoirs publics. Des campagnes de sensibilisation et de sollicitation de grande ampleur auprès des entreprises semi-publiques et des organisations patronales ont été menées. Ensuite, l'ANAPEC (opérateur public d'intermédiation marocain) a bénéficié d'importants moyens. Une restructuration tant au niveau administratif qu'au niveau des moyens a été accordée. Sur le plan administratif, l'ANAPEC a beaucoup gagné en autonomie. Il a d'abord été placé sous la houlette de l'Office de la Formation Professionnelle et de la Promotion du Travail (OFPPT) puis transformé en Agence Nationale de Promotion de l'Emploi et des Compétences (ANAPEC). Sur le plan des moyens, l'ANAPEC a été doté de moyens humains et matériels substantiels.

Nous considérons enfin l'Etat dans sa représentation limitée au Président de la république. Certes, la politique de l'emploi n'est pas un sujet seulement traité en période électorale. La lutte contre le chômage est une priorité affichée par tous les chefs d'Etats. Néanmoins, à l'approche des élections présidentielles, ces derniers ont tendance à s'impliquer très fortement dans cette politique. Des objectifs chiffrés escomptés et des dispositifs très attractifs peuvent voir le jour, alors que ceux-ci peuvent s'avérer ultérieurement peu efficaces, voire inefficaces. Il s'agit souvent d'une pratique courante dans les pays en développement.

Généralement, que ce soit durant la campagne présidentielle ou lors du mandat du président actuel, le bilan du problème du chômage, voire celui de la lutte contre l'inflation et de l'amélioration du pouvoir d'achat sont souvent évoqués. Plus particulièrement, il faut craindre que l'objectif soit purement politique, dans le but de séduire l'électorat le plus vulnérable ou encore d'encourager le patronat. Enfin, notons qu'il faut un pilotage et un contrôle effectif sur le moyen terme des différentes composantes des politiques de l'emploi pour obtenir un résultat de celles-ci. Il est craindre, en effet, que les remaniements ministériels (décision présidentielle) et les éventuelles décisions des nouveaux ministres de l'emploi transforment la politique de l'emploi en une unité très instable. Le programme « NSEJ » (Nouveaux Services-Emploi Jeunes), par exemple, est très révélateur de ce type de comportement au sein de l'Etat.

Ce programme a été initialement porté par un engagement gouvernemental très marqué. Une mission nationale d'appui (MNA) a été créée au sein du cabinet de la ministre de l'emploi et de la solidarité, mais elle a été rapidement dissoute.

## 2.8 Conclusion

En présence des dispositifs de la politique active de l'emploi, comment se manifestent les comportements des différents acteurs mis à l'œuvre (demandeurs d'emploi, agents locaux, employeurs et Etat) ?

Lors de l'évaluation, comment prendre en considération les effets engendrés par leur comportement respectif ?

L'objectif de ce chapitre était de mener une analyse alliant les spécificités des méthodes micro-économétriques de l'évaluation et leur application aux politiques actives de l'emploi à une simple approche de sélection.

En présence des politiques actives de l'emploi, l'étude théorique des niveaux et des dynamiques de sélection sur le marché du travail par les différents acteurs a été enseignante. En outre, nous nous sommes appuyés sur des exemples concrets (France et pays étrangers) sur la réalité des relativisations des efficacités avérées de certains dispositifs. Plus spécifiquement, nous avons cherché à mettre en lumière les limites que l'évaluation ne peut prendre en charge à ce stade d'avancement.

Dans la section 2.2.1, nous avons insisté sur l'importance de la prise en compte du comportement d'auto-sélection dans la démarche statistique de l'évaluation non expérimentale : la première étape consiste à expliquer les différents choix de participation au traitement à évaluer. A l'opposé, nous trouvons les évaluations expérimentales. Leur principe est simple : les individus intéressés par le traitement à évaluer sont affectés par tirage au sort à un premier groupe qui reçoit le dispositif et à un deuxième qui n'en reçoit pas. L'évaluation des programmes de la politique de l'emploi par expérimentation l'emporte-t-elle sur celle non expérimentale ?

Plus particulièrement, face à l'hétérogénéité des dispositifs proposés, les comportements des demandeurs d'emploi deviennent complexes et stratégiques.

Dans l'évaluation expérimentale, le coût élevé du processus d'accès aléatoire au dispositif à évaluer (exemple du programme *JTPA*), l'existence d'éventuels biais de substitution, le rajout d'incertitude sur le processus d'accès en conduisant les demandeurs d'emploi les moins risco-phobes à participer au traitement, etc. (Section 2.3.1) nous laisse supposer que l'évaluation non expérimentale n'est pas moins favorable que celle expérimentale. S'intéresser aux comportements d'auto-sélection des demandeurs d'emploi est d'autant plus nécessaire que les dispositifs d'emploi sont multiples sur le marché du travail.

Dans la section 2.3, en revenant sur ces comportements, nous avons analysé ces formes de complexité à l'aide de l'approche de sélection : les comportements deviennent stratégiques face à l'hétérogénéité de la politique de l'emploi : niveau de rémunération, durée du programme, statut du participant, secteur d'application (marchand/non marchand), etc.

Nous avons noté que l'asymétrie d'information (non connaissance de l'éligibilité, non connaissance auparavant du dispositif effectué), ainsi que l'aversion vis-à-vis des contrats aidés pouvaient fournir une légitimité à la stratégie d'identification dans le cadre d'une évaluation sur les observables : le fait que deux individus possédant des caractéristiques quasi-identiques dont un a participé au traitement alors que l'autre non, est dû au hasard. Une grande partie de nos témoins ont soit une réelle aversion vis-à-vis des contrats aidés (en refusant les offres proposées par leur conseiller) soit ne connaissent pas leur éligibilité. Enfin, nous avons analysé l'importance de la construction d'un groupe de contrôle (individus éligibles ayant des caractéristiques comparables à celles des bénéficiaires n'étant pas entrés au dispositif à évaluer), de la stratégie d'identification dans le cadre d'une évaluation sous l'hypothèse de sélection sur ces caractéristiques (observables), ainsi que de la condition (obligatoire) d'équilibrage de la distribution de ces caractéristiques dans le groupe des bénéficiaires et celui des témoins.

Concernant les agents locaux de l'emploi (Sect. 2.3.2), en termes d'évaluation, nous avons insisté sur l'importance de refléter rigoureusement les critères d'éligibilité aux dispositifs à évaluer à partir des caractéristiques des participants : âge à l'entrée en dispositif, ancienneté au chômage à la date d'entrée ; (et non à la date de l'échantillonnage ou encore à la date de la première vague d'enquête), etc. La rigueur de cette opération conditionne en partie la légitimité d'un cadre d'évaluation sur des variables observables.

Plus spécifiquement, une évaluation sous l'hypothèse de sélection sur observables est-elle suffisante par rapport à celle provenant à la fois des caractéristiques observables et inobservables ?

Nous avons considéré qu'une caractéristique individuelle non observable par les agents locaux de l'emploi est déterminante lorsqu'elle joue un rôle dans les résultats du dispositif à évaluer. Non seulement elle renvoie aux caractéristiques productives des bénéficiaires (sérieux, confiance en soi, motivation) mais elle peut aussi être de nature diverse : capital social, etc. Dans le cadre de notre évaluation, afin d'enrichir notre hypothèse de sélection sur observables, nous avons reflété le sérieux des bénéficiaires/témoins par leur *l'objectif principal avant l'entrée*. Enfin, en revenant sur les comportements des agents locaux de l'emploi (Section 2.4.2) à l'aide de l'approche de sélection, nous avons insisté sur la pratique d'*écrémage*. Lors de l'évaluation, comment peut-on limiter les conséquences d'une telle pratique ?

Nous avons considéré que la pratique d'*écrémage* chez les agents de l'emploi consistait en une tendance à sélectionner parmi les demandeurs d'emploi les plus employables mais aussi parmi les dispositifs les plus productifs. Ceci peut expliquer la stigmatisation, voire l'échec de certains dispositifs de moindre importance.

En termes d'évaluation, la pratique d'*écrémage* complique l'évaluation à partir d'une comparaison entre un échantillon de bénéficiaires composé fortement des plus employables et celui de témoins hétérogènes.

Les résultats du dispositif sont, en apparence, très positifs alors qu'en réalité nous avons une inadéquation entre les profils des sujets. Nous avons suggéré de recourir au critère d'efficacité sur la population des plus prioritaires parmi les prioritaires.

La pratique d'écrémage lorsqu'elle est de grande ampleur, peut conduire à un glissement des mesures vers les publics les plus proches de l'emploi. Elle s'avère notamment dangereuse lorsqu'un dispositif destiné *a priori* à une population en très grande difficulté se voit attribué à des publics soulevant des problèmes moins complexes.

La nécessité d'éviter un tel glissement des dispositifs nous a poussés à explorer le comportement des agents centraux de l'emploi. Ceux-ci ont intérêt à sélectionner et à assigner aux agents locaux de l'emploi les bons critères de réussite de leur travail aux différents dispositifs. D'une part, les critères basés sur des primes avantageuses laissent libre cours à la pratique d'écrémage. Par exemple, une prime d'intéressement en fonction du taux de placement des bénéficiaires après la sortie incitera les agents locaux à sélectionner les individus ayant plus de chance de trouver un emploi. D'autre part, un objectif quantitatif élevé de bénéficiaires peut les inviter à faire du « chiffre ».

Une inconnue reste la même : quel que soit le type d'évaluation mené (micro ou macro) - la motivation des employeurs. Dans la section 2.6, nous avons souligné l'importance de recourir aux indicateurs de résultat reflétant les comportements des employeurs (*maintien des participants dans l'entreprise où s'est déroulé le dispositif, caractéristiques du poste obtenu, etc.*) mais aussi les externalités induits par leur comportement de sélection des dispositifs de la politique active de l'emploi (*effet d'aubaine, d'éviction, de substitution, etc.*).

Enfin, du point de vue des politiques actives de l'emploi, les demandeurs d'emploi s'ils sélectionnent les dispositifs d'emploi aidé (comportement d'*auto-sélection*) sont aussi sélectionnés par ces derniers (*ciblage à l'aide des critères d'éligibilité*), Section 2.2.1.

Du point de vue des employeurs, si les entreprises (unité sélectionnante) peuvent décider de faire appel à une mesure, elles font l'objet de sélection de la part de celle-ci. De même, si elle sélectionne ses travailleurs, elle est aussi sélectionnée par ces derniers (Section 2.6).

Dans la section 2.2.2, du point de vue des agents locaux de l'emploi, ceux-ci sont considérés comme étant l'unité sélectionnante et les demandeurs d'emploi ainsi que les programmes de la politique de l'emploi comme les unités sélectionnées. En effet, les agents locaux sont chargés d'orienter et d'accepter les demandeurs d'emploi vers les dispositifs qui leur sont bénéfique (*biais de sélection*).

Du point de vue des agents centraux de l'emploi, ces derniers sélectionnent les critères administratifs à assigner aux agents locaux mais surtout veille à la bonne conception des dispositifs d'emploi aidé en sélectionnant les publics-cibles et les caractéristiques productives des programmes (plus généralement la conception des politiques d'emploi).

Du point de vue de l'Etat, celui-ci peut privilégier un mode de régulation particulier par rapport à un autre. La politique de l'emploi, au gré des équipes gouvernementales, en effet a revêtu une ampleur plus ou moins grande. Plus spécifiquement, l'Etat peut mettre l'accent sur certain groupe de la population (jeunes, femmes, etc.) en rendant attractif certain type de dispositif en leur faveur. Nous avons évoqué la nécessité de protéger la politique active de l'emploi des enjeux électoraux et des remaniements ministériels (Section 2.7).



## Chapitre 3

# L'évaluation : une question de données améliorées ; le dispositif d'observation utilisé : avantages et limites

### 3.1 Introduction

Depuis une vingtaine d'années, se sont multipliés les travaux microéconométriques de l'évaluation des politiques actives de l'emploi, dont les articles de Lalonde [1995], Heckman et *al.* [1999] et Martin et Grubb [2001] ont constitué les principales tentatives de synthèse.

Dans cette littérature « immense », après avoir beaucoup étudié les questions de méthodes et avoir amélioré les techniques microéconométriques de l'évaluation, on insiste dorénavant sur les données elles-mêmes. Heckman, Ichimura et Todd [1997, 1998] ont réévalué le dispositif de formation *JTPA* (*Job Training and Partnership Act*). Il s'agit d'un programme de formation et d'accompagnement au retour à l'emploi mis en place aux Etats-Unis à destination 'des désavantagés économiques' jeunes et adultes<sup>13</sup>. Par ailleurs, Lalonde [1986], Dehejia et Wahba [1999, 2002] et Smith et Todd [2005], dans leurs travaux de réévaluation respectifs, se sont concentrés sur le programme *NSW* (*National Supported Working*). Il s'agit d'un dispositif d'emploi subventionné à destination de populations en grande difficulté : ex-consommateurs de drogues, délinquants, bénéficiaires de minimas sociaux, etc. L'évaluation du *JTPA* a été conçue comme étant une expérience contrôlée alors que le dispositif est en cours. Celle du *NSW* était en programme-pilote<sup>14</sup>.

Il est donc possible de les évaluer en utilisant le groupe de contrôle expérimental respectif. De plus, en utilisant le groupe de contrôle non expérimental respectivement construit à partir de l'enquête *PSID* (*Panel Study of Income Dynamics*) pour le *NSW* et celle de *SHOW* (*Survey of History of Work*) pour le *JTPA*, il est possible de mettre en œuvre les différentes techniques microéconométriques de l'évaluation non expérimentale.

---

<sup>13</sup> L'évaluation du *JTPA* a été décidée en 1985. Les premiers résultats ont été produits en 1991.

<sup>14</sup> Aux Etats-Unis, l'évaluation expérimentale est le plus souvent réalisée pour des programmes-pilotes (*demonstration program*) plutôt que pour des dispositifs en cours (de grande ampleur). Ces derniers posent aux évaluateurs plus de problèmes. Le *JTPA* a ainsi constitué une bonne illustration des limites de l'évaluation expérimentale pour les politiques déjà mises en œuvre.

Un des objectifs de ces travaux<sup>15</sup> consistait à examiner, parmi les estimateurs non expérimentaux, ceux qui fournissaient des résultats se rapprochant le plus de celles de l'évaluation expérimentale (estimateurs par appariement, etc. ou d'en dériver un éventuel estimateur plus robuste, notamment celui des doubles différences par appariement). En effet, face à la variabilité des résultats produits par les méthodes non expérimentales et à la suite de la critique de Lalonde [1986] sur le fait que les estimateurs non expérimentaux ne parviennent pas à reproduire les résultats sur expérience contrôlée (notamment à partir de l'évaluation du NSW), ces études ont été menées. A titre d'exemple, le programme CETA (Comprehensive Employment and Training), un dispositif voisin du JTPA, son impact en termes de différentiels de salaire s'échelonne de 129\$ à 600\$ malgré qu'il s'agisse d'une même base de données utilisée. Cette variabilité a été à l'origine a souvent des débats les plus virulents au sein du parlement américain et a notamment mis fin à ce programme.

Quel dispositif d'observation sur le marché du travail allons-nous mobiliser pour une évaluation non expérimentale rigoureuse des impacts de la politique active de l'emploi ? Plusieurs sources (de données) sont disponibles néanmoins peuvent être non appropriées : enquêtes généralistes, fichiers administratifs, appariement de deux ou plusieurs fichiers d'enquêtes, etc. Quelles sont les préconisations de cette littérature en matière de données ? Aussi, ces données nous permettent-elles d'étendre l'analyse au-delà d'une simple mesure de l'effet causal.

Une des conclusions les plus importantes est que, pour une évaluation non expérimentale rigoureuse, le « salut » passe avant tout par la question d'amélioration des données. Heckman, Ichimura et Todd [1997, 1998] ont insisté sur l'importance de : la similitude dans la sélection des traités/témoins *i*) : éligibilité, localisation, caractéristiques socio-démographiques, ancienneté au chômage,... ; *ii*) similitude de recueil des informations à travers ces deux échantillons : similitude des questionnaires adressés, similitude des dates de vagues d'enquêtes, mêmes enquêteurs de préférence, etc. ; *iii*) nécessité du développement des données longitudinales nécessaires à l'estimation en doubles différences (au moins à deux dates : données avant et après le passage) ; *iv*) richesse et pertinence des informations à collecter. Des données sur les salaires avant la participation, par exemple, sont obligatoires. Elles permettent, non seulement d'apprécier le niveau de rémunération des bénéficiaires/témoins avant l'entrée mais surtout de savoir si ce niveau a été déterminant dans la décision d'entrer ou non dans les traitements qu'on cherche à évaluer<sup>16</sup> (toutes choses égales par ailleurs). Le salaire constitue un critère d'efficacité.

---

<sup>15</sup> Voir Annexe B de ce chapitre pour une présentation de la structure-type de ces enquêtes particulières (groupe de contrôle expérimental/groupe de contrôle non expérimental).

<sup>16</sup> Cf. Heckman, Ichimura et Todd [1998] pages 624 et 638 pour plus de détail sur la qualité des données.

Autour de la rigueur de la réévaluation non expérimentale du programme NSW (Dehejia et Wahba [1999, 2002] et Smith et Todd [2005]) se manifeste également un problème de données adéquates. En revanche, celui-ci porte sur un aspect plus spécifique dans l'évaluation : construction du support commun, que nous traitons dans le Chap. 6 (Section 6.3).

Un des objectifs de ce chapitre est de démontrer en quoi les données du dispositif d'observation que nous allons mobiliser sont particulièrement adaptées à une problématique d'évaluation non expérimentale. Notre choix a porté sur le panel des *bénéficiaires de politiques d'emploi* de la DARES.

Dans notre requête, plusieurs sources sont disponibles. Toutefois, elles présentent des limites quoiqu'elles soient toujours mobilisées dans les travaux d'évaluation : fichiers administratifs : il s'agit de sources orientées vers la gestion plutôt que vers les études d'évaluation : fichier historique de l'ANPE, Unédic ou encore fichier National des Assedic ; données d'enquête généraliste ou spécialisée tels que celles du Céreq. Elles peuvent contenir des demandeurs d'emploi déjà bénéficiaires des programmes qu'on cherche à évaluer pendant la période d'observation, et par conséquent, un problème de censure à gauche. Appariement de deux ou plusieurs enquêtes (nécessite l'existence d'une variable commune, *i.e.* un identifiant unique, ce qui est souvent rare).

Dans notre démarche de recherche de données, nous devons satisfaire les préconisations de la littérature d'évaluation non expérimentale qui se résume par les mots "similitude", "pertinence" et "richesse". Nous devons répondre à deux problèmes essentiels : *a)* la difficile question de construction de l'échantillon témoin capable d'améliorer la fiabilité des comparaisons entre les traités et les non traités et *b)* la richesse et la pertinence des informations à disposition afin d'améliorer notre compréhension des parcours d'insertion/réinsertion des bénéficiaires à la sortie des programmes effectués.

Dans ce chapitre, nous éviterons de dénombrer d'une façon simpliste les avancées techniques du dispositif de la DARES. L'objectif est double. Nous dresserons une liste de ses avantages que nous jugeons comme étant des richesses dans le domaine d'évaluation non expérimentale (Sect. 3.2). En effet, les problèmes méthodologiques sont complexes alors que les données mobilisées sont souvent limitées. Nous rappellerons notamment les insuffisances constatées dans certains travaux précédents. La section (3.3) est consacrée à la présentation proprement dite du dispositif. Nous résumerons sa complexité par le biais de son schéma d'ensemble ainsi que par une synthétisation des différentes étapes de la stratégie suivie pour son aboutissement. Notre panel comprend 11 mesures, toutefois pensé comme un tout : les populations-cibles et les différentes vagues d'enquêtes menées seront détaillées dans la section 3.3.1. Nous réaliserons un comparatif des programmes étudiés. Des tableaux différenciés selon des critères de comparaison que nous jugeons comme pertinents pour analyser ces programmes seront dressés dans l'Annexe B. Nous enrichirons ces comparatifs par les différentes évolutions que nos dispositifs ont subies pendant leur durée d'application. Nous concluons en nous interrogerons sur les limites que le panel pourrait comprendre et les voies d'amélioration à envisager.

## 3.2 Pourquoi travailler sur les données de panel de la DARES

A la DARES, se sont succédé en un peu plus de dix ans trois générations du panel. Le premier, dit panel de la 1<sup>ère</sup> génération, constitue un nouveau dispositif d'observation sur le marché du travail des bénéficiaires de la politique de l'emploi et de la formation professionnelle. Il a été lancé en 1990. Arrivée à son terme en 1993, celui de la deuxième génération a pris place avec un plus grand approfondissement des questions méthodologiques. Celles-ci ont été favorisées suite à la transmission des apprentissages et des enseignements acquis lors la reconduction des enquêtes du 1<sup>er</sup> panel. La troisième génération du panel a été lancée en 2001. Elle présente un saut important. La technique d'échantillonnage a été améliorée avec l'arrivée de la méthode des *échantillons équilibrés*. Nos échantillons tirés sont équilibrés, non seulement au sens où ils constituent une image représentative de la population des bénéficiaires et des témoins par rapport à un set de variables mais ces dernières (variables de stratification) sont corrélées aux variables de résultat (critères d'efficacité des programmes à évaluer). L'âge, le sexe, le niveau du diplôme et l'ancienneté au chômage sont les variables de stratification.

Afin de faire face aux demandeurs d'emploi très difficiles à joindre ou réticentes vis-à-vis des enquêtes, trois modes de recueil des informations ont été utilisés : téléphone puis face à face ou postal. Le taux de réponse a augmenté de près de 10 points par rapport aux panels précédents. En effet, certaines populations-cibles sont soit réfractaires aux enquêtes leur demandant d'exposer leurs problèmes vis-à-vis du marché du travail (face à face), soit très mobiles (téléphone) : jeunes ne disposant que de téléphones portables ou sans résidence stable, etc.

Le *biais de non réponse* a été diminué en intégrant les réponses des populations de demandeurs d'emploi non francophones, ayant des problèmes auditifs (handicap), etc. ne pouvant répondre au téléphone ou au face à face (voie postal).

En somme, ce mode de collecte de données hybride améliore mécaniquement la précision des estimateurs d'impacts des programmes que nous évaluons. La rigueur de recueil des informations en respectant le principe de similitude (Section 3.1) est important pour atténuer significativement les conséquences des biais de sélectivité par comparaison aux observations d'un groupe de contrôle. En outre, la masse d'informations susceptibles de rendre compte et d'expliquer le processus de participation et d'insertion des bénéficiaires à la sortie des programmes, la qualité du passage dans les traitements, etc. ont été augmentées (parallèlement aux circonstances de non entrés des témoins). Enfin, le champ d'observation a été étendu (une dizaine de mesures ont été étudiée) et le suivi s'est fait sur une période plus longue (5 ans).<sup>17</sup>

---

<sup>17</sup> Voir, pour les autres données techniques du panel, Even [2002].

Ces caractéristiques sont exclusives au panel de la DARES. Outre ces avancées, nous déterminons comme éléments favorables pour l'évaluation :

### **3.2.1 Le travail sur des données longitudinales : d'une gestion des « stocks » à une attention portée aux « flux » et aux trajectoires**

La dimension temporelle a été introduite aux travaux d'évaluation des politiques de l'emploi depuis 1990. Il s'agit du premier panel ayant marqué le début de la collecte des données longitudinales d'une façon rigoureuse. Plusieurs vagues d'enquêtes sont concrètement conduites avec l'objectif de retracer les parcours des bénéficiaires/témoins à différentes dates : avant l'entrée, pendant et après le passage par les traitements.

Lorsque nous collectons des informations dans le temps, souvent, certaines données sont touchées par le problème de la censure. Une observation censurée est définie comme une observation limitée (les informations sont incomplètes). Quatre types de censure sont possibles : troncature à droite, troncature à gauche, censure à droite et censure à gauche. Nous pouvons également citer la troncature auxiliaire "*incidental truncation*" que nous avons traité dans la Sect. 2.3.1.<sup>18</sup>. Notons qu'il est tout à fait possible que les données soient tronquées *et/ou* censurées des deux côtés.

Ces problèmes de variables limitées s'expliquent par le fait qu'il est coûteux d'entreprendre de très longues enquêtes *et/ou* à cause du type très particulier des informations à collecter. En termes de régression linéaire simple, les résultats sont 'malheureusement' biaisés. Supprimer ces données est de surcroît dommageable pour l'étude, non pas parce que cela diminue la taille des échantillons disponibles, mais parce que ces observations censurées sont susceptibles de décrire les sujets les plus vulnérables, les plus intéressants. Il s'agit sur le marché du travail (notre cas) de parcours longs et discontinus d'insertion/ré-insertion des bénéficiaires des politiques de l'emploi, de récurrence de chômage chez un même demandeur d'emploi, de périodes de chômage de plus en plus longue.

**Problème de la censure à gauche et à droite :** L'originalité de l'échantillon final que nous avons construit (Section 4.2) réside dans la non prise en compte d'individus déjà entrés dans les dispositifs de réf. à une date antérieure aux dates d'entrée de référence indiquées dans l'enquête. En conséquence, il n'existe pas de censure à gauche pour les durées de passage par les dispositifs. En effet, si l'on travaille sur un échantillon dont quelques personnes étaient déjà bénéficiaires du dispositif de référence avant le démarrage de l'enquête (la quasi-totalité de la population étant

---

<sup>18</sup> L'exemple étudie le phénomène de la discrimination sur le marché du travail selon le sexe : conduire la régression uniquement sur l'échantillon des personnes travaillant afin d'estimer le différentiel du salaire entre les hommes et les femmes constitue une troncature liée à une variable autre que la variable dépendante.

entrée à la date de démarrage), on parle de censure à gauche (196 CES entrés en 1996, par exemple). Il s'agit du cas qui pose le plus de problèmes économétriquement<sup>19</sup>. En revanche, lorsque l'étude n'est pas assez longue pour connaître toutes les transitions après la participation, on parle de censure à droite. Il s'agit d'un phénomène récurrent. L'enquête se termine alors que certains bénéficiaires sont toujours sans emploi. Tout ce que nous pouvons savoir à leur sujet, c'est que la longueur de leur période de chômage est au moins aussi longue que la durée de l'enquête.

Un point important qui rend, à notre avis, notre panel « intéressant » pour une évaluation des effets de la politique active de l'emploi est le choix des dates d'entrée/sortie des bénéficiaires : tous les traités sont des sortants à la fin de 1999.

Il s'agit de cohortes de demandeurs d'emploi sortants de contrats aidés à un moment donné et donc ré-entrant sur le marché du travail au même moment.

Les premières dates d'entrée sont en 1997. Elles coïncident avec la période après le retournement de la conjoncture économique de cette même année.

La période de sortie est le quatrième trimestre 1999. Celle de réentrée sur le marché du travail est le 1<sup>er</sup> trimestre 2000, ce qui coïncide avec une conjoncture propice à la réinsertion. La situation conjoncturelle au moment de la réentrée sur le marché du travail est identique pour tous les traités / éligibles non entrés. On sait qu'elle constitue un paramètre crucial de la vitesse de retour à l'emploi car elle est rapidement changeante.

Ce sont des mêmes demandeurs d'emploi qui sont interrogés chaque fois. Autrement dit, ceux qui sont absents lors d'une vague sont exclus de l'enquête. Non seulement le problème d'attrition est résolu par construction mais aussi notre panel est cylindré.

Dans les évaluations par expérimentation, on le sait, quitter le groupe de traitement, en cours d'expérience, donne lieu à un biais d'attrition souvent difficile à contrôler (Fougère [2000]). En effet, si ce départ est non aléatoire (la décision du bénéficiaire de quitter l'étude est liée à la variable de résultat), ce phénomène nécessite un traitement économétrique spécifique.

Dans notre cas d'évaluation non expérimentale, en revanche, l'attrition constitue un phénomène naturel. En effet, les individus sortent du champ de l'enquête avant que celle-ci ne prenne fin, que ce soit : *i*) en quittant le traitement auquel ils participent (phénomène d'abandon) ou *ii*) en refusant de répondre aux questionnaires (refus), ou encore *iii*) pour d'autres raisons qui n'ont rien à voir avec l'étude. Les plus "banales" sont lorsque l'intéressé a changé d'adresse et a oublié de le signaler : parti en voyage, a été hospitalisé, etc.

---

<sup>19</sup> Pour un bon traitement de ces variables, cf. Wooldridge [2002], chapitre 17 (les modèles à variable expliquée limitée : modèle Tobit simple, Tobit généralisé, etc.).

Dans le panel, la règle suivie en vue d'éviter ces différents problèmes est que toute absence lors d'une vague (phénomène d'attrition entre les vagues) entraîne automatiquement le non suivi du bénéficiaire pour la vague d'enquêtes suivante.

Notons que l'abandon en cours de l'étude est différent de l'attrition. Il en est de même pour la censure à droite. Toutefois, dans certains travaux d'évaluation, ces deux notions sont souvent traitées comme de l'attrition.

Sur la base des tailles des échantillons disponibles à partir de ceux initiaux Le taux d'attrition que nous avons calculé s'élève à 64%. Ce taux s'avère élevé (Tableau 3.1) ; toutefois, la répartition des tailles des échantillons des traités/contrôle reste raisonnable pour notre évaluation vu leur répartition initiale conséquente.

**Tableau 3.1 : Répartition initiale et finale des tailles des échantillons du panel**

Dispositif	Répartition initiale	Répartition finale
CQ	5000	1638
CES	5000	1905
CIE	5000	1423
SIFCollectif	5000	1515
Témoins	8000	3496
<b>Total</b>	<b>28 000</b>	<b>9977</b>

Source : DARES, Panel des bénéficiaires

Economiquement, l'intérêt pour l'analyse longitudinale, naît quand la montée du chômage, sa fréquence, sa durée et le phénomène de segmentation du marché du travail amènent statisticiens et économistes à s'interroger sur les parcours d'insertion des bénéficiaires de la politique de l'emploi. Souvent, ces parcours ont été heurtés, longs et discontinus. La question de récurrence du chômage est devenue un enjeu. Statistiquement, il a fallu passer de l'analyse de la demande à celle des demandeurs. Notre nouvelle unité sont les demandeurs. Chose qui était impossible avec l'ancienne unité statistique : la mémoire est rompue à chaque sortie d'un traité de son dispositif effectué.

Plus spécifiquement, disposer de plusieurs années d'observation est nécessaire. Nous pouvons reconstruire, à partir des enquêtes du panel, les itinéraires des bénéficiaires/témoins et suivre leur devenir jusqu'à cinq ans.

En termes d'évaluation, le travail sur des données longitudinales, notamment *pré* et *post* traitement permet de recourir à la méthode des doubles différences. Celle-ci permet d'éliminer les effets fixes individuels et temporels communs. Au mieux, nous utiliserons la technique des doubles différences avec appariement. Elle élimine les effets des différences des variables non observables. La mobilisation de données collectées au mieux à deux dates (avant et après le passage) est présente dans notre

panel. Pour ces deux dernières méthodes, la variable de résultat est une évolution de la variable elle-même. En effet, l'inconvénient de la méthode d'appariement est qu'elle est mal adaptée lorsque les variables de résultat sont des variables en niveau (voir Section suivante et Section 6.6.3 du chap. 6).

En termes d'efficacité des politiques de l'emploi, ni les données (existence d'un délai incompressible pour la collecte), ni les résultats (il faut que les programmes aient eu le temps de produire leur effet) ne permettent une évaluation 'enseignante' sur le court terme.

La sortie du chômage se construit dans le temps et les comportements de prospection doivent s'apprécier dans la durée (Fougère [1997]).

Notre objectif, en travaillant sur des données longitudinales, consiste en une attention portée à la récurrence du chômage chez un même bénéficiaire. A l'aide d'une évaluation sur le court terme (premières transitions observées), moyen terme (date de la 1<sup>ère</sup> vague d'enquête) et le long terme (cinq ans après la sortie), nous pouvons étudier le phénomène de discontinuité des parcours d'insertion / réinsertion des demandeurs d'emploi.

Notons enfin que les enquêtes conduites dans le panel, enquêtes par *cheminement*, présente un avantage conséquent par rapport aux enquêtes classiques de type *rétrospectif*. Elles décrivent les changements de situations des individus qui peuvent être très nombreux et très courts sur le marché du travail au moment où ils se produisent.

Les enquêtes *rétrospectives* sont entachées de problèmes de mémoire. Celles par *cheminement* permettent de réduire ces difficultés de mémoire des personnes interrogées sans toutefois les éliminer. Nous avons plus spécifiquement une même distance-temps par rapport au fait générateur (date de sortie des traitements) et donc une même quantité d'effort de mémoire pour les bénéficiaires/témoins. Le fait générateur dans notre cas est la date de sortie des bénéficiaires des dispositifs de référence.



### 3.2.2 *La prise en compte de la dimension spatiale : diversité des conjonctures économiques locales et différenciation des trajectoires des bénéficiaires selon cette réalité*

Le travail sur des données longitudinales, tout en intégrant la dimension spatiale constitue une démarche intéressante. Il présente un deuxième objectif, au-delà du suivi temporel, de relier les devenir des demandeurs d'emploi, après la sortie des dispositifs étudiés, aux états de marchés du travail locaux auxquels ils appartiennent.

La réalité du marché du travail est tout d'abord locale, avant d'être celle du marché du travail national des modèles économétriques abstraits (Fouquet et *al* [2003]). Les probabilités de sortie du chômage des bénéficiaires sont, ainsi, restituées à ces états (resp. pour les témoins).

L'enquête TDE-MLT (Trajectoires des Demandeurs d'emploi – Marchés Locaux du Travail) lancé par la DARES en 1995, s'est placée dans cette optique de différenciation régionale. Elle a porté sur huit marchés locaux du travail : Cergy, Mantes, Poissy, Les Mureaux, Roubaix, Lens, Aix, Etang de Berre et Marseille.

Dans nos données, cette optique a été mieux conduite malgré que seules trois enquêtes au niveau régional aient été menées : région Rhône-Alpes, Franche-Comté et Lorraine. Celles-ci ont été réalisées avec les mêmes questionnaires que ceux de l'enquête nationale. En outre, elles se sont déroulées aux mêmes périodes de lancement. Enfin, les tailles des échantillons ont été déterminées de telle sorte que la précision des estimateurs soit comparable à celle du niveau national. En conséquence, nous parlons plutôt de réplique de l'enquête nationale.

Ceci s'avère très important pour notre évaluation. Les évaluations locales sont en effet nombreuses mais éparpillées, conduites indépendamment les unes des autres et ne sont jamais réalisées au même moment, de sorte que deux études mises en regard l'une de l'autre aient peu d'éléments en communs si ce n'est pas la population étudiée (DARES).

A l'aide de l'enquête du panel, nous pouvons ainsi mieux espérer comprendre ce qui relève des conditions locales et mieux évaluer et comparer à ce niveau les processus d'insertion des bénéficiaires au regard des résultats nationaux. En effet, la mise en œuvre de la politique de l'emploi peut s'appliquer différemment selon les régions.

Concrètement, nous mobilisons l'information sur la distribution géographique des lieux de résidence et nous engendrons la variable « *département* », dans notre évaluation. Nous réalisons, par la suite, un matching exact entre les bénéficiaires et les témoins sur la base de cette information et un appariement sur le score de propension par la suite, par exemple.

Nous pouvons affiner cet appariement en se basant sur la variable « *code\_postal* », toutefois, nous risquons d'avoir très peu d'appariements. L'objectif est d'apparier des bénéficiaires à des témoins appartenant à une même localisation géographique.

Nous pouvons pousser l'analyse en s'intéressant à la ré-information à chaque vague d'enquête sur les éventuels changements de lieux de résidence des bénéficiaires/témoins et les déménagements pour occuper un emploi.

Dans le panel, nous avons l'information « *demenagmn<sub>r</sub>* » (*l'individu a déménagé depuis la date de son entrée en dispositif*) pour les  $r$  raisons suivantes,  $r = \{r_1, r_2, r_3, r_4\}$ ;  $r_1$ : « pouvoir occuper un premier emploi »;  $r_2$ : « se rapprocher de lieu de travail, réduire le temps de transport »;  $r_3$ : « changement d'employeur, une mutation », et  $r_4$ : « autres raisons : se mettre en couple, prendre un logement plus grand, enfant, etc. ».<sup>20</sup>

En outre, nous possédons l'information « *prospect<sub>z</sub>* » (*peut accepter de déménager pour occuper un emploi*) dans les  $z$  zones suivantes avec  $z = \{z_1, z_2, z_3\}$ , respectivement :  $z_1$ : « autre commune de votre département »,  $z_2$ : « autre département de votre région » et  $z_3$ : « autre région de France ».<sup>21</sup>

Les modalités  $r_1$ ,  $r_3$  et  $z_i$  sont très intéressantes. Elles nous permettent de rendre compte de la situation française des demandeurs d'emploi, notamment nos bénéficiaires/témoins en termes de localisation des individus par rapport à la localisation des emplois et s'interroger sur les déterminants du choix d'élargissement de l'horizon spatial de prospection.

Plus spécifiquement, nous pouvons penser que la localisation de nos bénéficiaires (centre-ville, périphérie, etc.)<sup>22</sup>, le temps de trajet pour l'accès aux zones d'emplois, la proximité d'une agence locale pour l'emploi, etc., sont autant de variables qui conditionnent la probabilité de sortie du chômage au-delà d'une certaine efficacité de tel ou tel dispositif.

Les travaux de Bouabdallah K., Cavaco S. et Lesueur J. [2002b]<sup>23</sup> figurent parmi les rares travaux qui se sont intéressés à ces interrogations. A partir de l'enquête TDE - MLT, ils ont montré que l'élargissement de la zone de recherche par les demandeurs d'emploi permettait non seulement de réduire leur durée de chômage mais aussi l'accroissement des offres qui accompagne cet élargissement compense largement les coûts directs et les coûts d'opportunité liés à l'activité de l'activité de prospection.

En incluant l'aspect évaluatif des politiques de l'emploi, nous pouvons entreprendre un réexamen de cette question (à partir de nos données).

---

<sup>20</sup> Cette information retrace uniquement ceux en situation d'emploi depuis la date d'entrée de référence en dispositifs.

<sup>21</sup> Cette information concerne uniquement les personnes en situation autre que l'emploi à la date de l'enquête 2003 (chômeurs, inactifs, etc.).

<sup>22</sup> L'existence d'un taux de chômage plus élevé à la périphérie des grandes villes françaises semble, de ce point de vue, appuyer une des spécificités du *spatial mismatch* (Kain [1992]).

<sup>23</sup> « Recherche d'emploi, Contraintes Spatiales et Durée de chômage : une analyse microéconométrique ».

### **3.2.3 Une évaluation avec la prise en compte de dispositifs multiples : une approche globale, cohérente et comparative**

Dans la Section 1.2.1, nous avons montré la nécessité de recourir à une évaluation multi-traitements. Dans cette section, nous mettons en lumière comment le panel de la DARES a tenu compte, en termes d'enquête, de plusieurs dispositifs. Il concerne le suivi des bénéficiaires des traitements suivants : CIE (Contrat Initiative Emploi), CES (Contrat Emploi Solidarité), CEC entrée directe (Contrat Emploi Consolidé), CEC post CES, CQ (Contrat de Qualification), CA (Contrat d'Apprentissage), SIFE collectif (Stage d'Insertion et de Formation à l'Emploi), SIFE individuel, TRACE (Trajet d'ACCès à l'Emploi), CEJ (Contrat Emploi Jeune) – néanmoins, il a été pensé comme un tout.

Le panel de la 1<sup>ère</sup> génération de la DARES a marqué le début de cette nouvelle approche : il comprenait sept mesures ciblées sur un public de jeunes et d'adultes chômeurs de longue durée. Notre dispositif est plus large. Plus spécifiquement, la notion de similitude, dans la procédure de sélection des bénéficiaires et des témoins ainsi que celle du recueil des informations entre ces deux échantillons, a été appliquée quasi-parfaitement à travers les populations des bénéficiaires de ces traitements : même technique échantillonnage (échantillons équilibrés), même méthode d'interrogation : enquêtes réalisées au même moment avec des questionnaires quasi-identiques, mêmes enquêteurs. Il va de même pour l'échantillon témoin construit, c'est-à-dire un traitement identique et simultané des éligibles non entrés avec les participants aux dispositifs cités.

Economiquement, face à la grande diversité des composantes de la politique active de l'emploi, on privilégiait le suivi des bénéficiaires mesure par mesure au gré de leur création et de la demande des pouvoirs publics (DARES).

A titre d'exemple, près de 50 mesures, depuis une vingtaine d'années, en faveur des jeunes, ont été mises en œuvre et seulement une dizaine est encore en application (Fougère, Kramarz et Magnac [2000]).

Maintenant que le système des dispositifs ciblés des politiques de l'emploi a atteint un certain équilibre en termes de nombres et de catégories de dispositifs ; nous distinguons les contrats aidés dans le secteur marchand (resp. non marchand), stages de formation et les mesures de la formation professionnelle, nous nous permettons de réaliser des enquêtes statistiques plus générales. L'objectif est une approche globale, cohérente et comparative. En effet, il n'y a aucune raison pour que des dispositifs de natures très différentes aient la même efficacité en moyenne. Enfin, une évaluation simultanée de traitements multiples permet une plus vaste compréhension des parcours d'insertion/réinsertion des bénéficiaires à la sortie.

### 3.2.4 Possibilité d'appliquer aux données différentes techniques d'évaluation et d'établir un tableau comparatif des résultats

Ce choix de travailler sur les données du panel de la DARES a aussi un sens dans la mesure où chaque technique d'évaluation repose sur un ensemble d'hypothèses d'identification particulier qui supposent la disponibilité de données spécifiques. En effet, malgré les avancées importantes en littérature microéconométrique de l'évaluation, la technique universelle n'a pas vu le jour. Les méthodes d'évaluation disponibles aujourd'hui sont nombreuses. En outre, nous observons une plus grande spécialisation de leur utilisation : estimateurs d'expériences naturelles, d'expérimentation contrôlée, de données non expérimentales, etc.

Plus spécifiquement, pour ce cadre de données non expérimentales, les résultats sont fortement conditionnés par les spécificités de la méthode utilisée<sup>24</sup>.

Pouvons nous mobiliser les estimateurs par appariement, ceux de la méthode des doubles différences, de régression avec discontinuité, etc.

Nous formulons deux hypothèses selon les caractéristiques mobilisées sur les bénéficiaires/éligibles non entrés au dispositif à évaluer : sélection sur variables observables, inobservables ou bien inobservables et observables à la fois. Le type de traitement conditionne aussi le recours à tel ou tel méthode d'évaluation (paragraphe précédent). L'évaluation de la prime pour l'emploi, par exemple, n'est pas adaptée à la méthode des doubles différences (Fougère [2005]). Cette réforme fiscale suppose influencer le nombre d'heures travaillées des demandeurs d'emploi (variable de résultat).

Le problème de l'évaluation ne peut donc être défini de manière unique. Le contexte propre à l'observation, notamment le mécanisme d'assignation des individus aux traitements sont déterminant au recours à tel ou tel type de méthode d'évaluation. Ainsi, les paramètres d'intérêt, les hypothèses d'identification et les données sont intimement liés.

Quelle technique d'évaluation allons-nous mobiliser voir quelle est la mieux adaptée pour notre évaluation ?

Les données de panel nous permettent de s'investir dans différentes techniques d'évaluation notamment celles qui se basent sur une démarche de comparaison entre un groupe de traités et un groupe de contrôle (n'ayant pas bénéficié du traitement en question).

La méthode d'appariement (hypothèse de sélection sur observables) est la méthode la plus couramment pour une évaluation par confrontation. Elle est néanmoins mal adaptée lorsque les variables de résultat sont des variables en niveau. En effet, il y a persistance d'effets individuels

---

<sup>24</sup> Sur la sensibilité des résultats aux techniques d'évaluation, voir, par exemple, les contributions de Lalonde [1986], Heckman et Hotz [1989], Heckman et Robb [1985], Heckman, Tobias et Vytalacyl [2000].

inobservés même si nous introduisons un nombre élevé de caractéristiques individuelles observées sur les bénéficiaires/éligibles non entrés.

Par ailleurs, la prise en compte de la dimension temporelle (Section précédente), nous permet d'appliquer la méthode des doubles différences. Elle permet d'éliminer les effets fixes individuels et temporels communs.

En outre, la méthode des doubles différences avec appariement constitue l'union de ces deux méthodes, *i.e.* appliquer les doubles différences après appariement. Cette dernière méthode nous permet d'éliminer les effets des différences des variables non observables (Section 6.6.3, Chap. 6).

Toutes trois (appariement, doubles différences et doubles différences avec appariement) constituent des stratégies d'estimation non paramétrique. En d'autres termes, elles ne font « que parler les données ». La performance de ces stratégies non paramétriques dépend de la richesse et la pertinence des variables de conditionnement, chose qui est assurée par notre panel.

Enfin, la prise en compte de dispositifs multiples nous offre la possibilité d'appliquer ces méthodes dans le cadre d'évaluation multi-traitements, après extension du modèle canonique de l'évaluation causal (Rubin [1974]), (Section 6.1).

### 3.2.5 Une correction plus fine des biais de sélectivité

Les différentes techniques d'évaluation que nous avons citées applicables à nos données et malgré leurs spécificités sont toutes basées sur une démarche commune : il s'agit de comparer le devenir d'individus passant par le(s) traitement(s) que l'on souhaite évaluer à celui d'individus éligibles mais non entrés.

La construction de l'échantillon *témoin* capable d'améliorer la fiabilité de ces comparaisons et leurs pertinences constitue une étape importante dans la démarche évaluative. Un mauvais échantillon témoin est source d'évaluation partielle ou erronée. Plus spécifiquement, cet échantillon ne nous permet pas d'atténuer les conséquences des biais de sélectivité.

Notre population témoin est améliorée. En outre, pouvons nous pousser l'analyse en recherchant des sous-groupes de contrôle (traités) différenciés par type de dispositif, selon les périodes d'entrée-sortie, ainsi que selon certaines variables discriminantes (ancienneté au chômage, etc.) (Chapitre 4).

Les travaux de Heckman et *al* [1999] mettent en avant les critères d'éligibilité comme étant un élément déterminant dans la sélection des témoins, autrement dit, l'éligibilité. Nos témoins sont des demandeurs d'emploi non entrés en dispositif(s) que l'on souhaite évaluer bien qu'ils soient éligibles au moment où les bénéficiaires accèdent à ceux-ci : ils étaient tous au chômage à ces différents moments.

En outre, cette population témoin a été intégrée en *amont* et ne provient pas d'une source extérieure : elle a été conçue à partir d'une enquête « bénéficiaires/éligible non entré » intégrée. Deux fichiers administratifs ont été sollicités pour cette fin – 'fichiers de bénéficiaires' et 'fichier Une-dic' pour les témoins.

En outre, nos témoins ont été tirés de façon à reproduire la répartition de la population des bénéficiaires selon l'âge, le sexe, le niveau de diplôme et l'ancienneté au chômage (quatre variables de stratification). Nos témoins sont représentatifs des populations bénéficiaires entrés aux mêmes dates

En effet, arrivée au terme du panel de la première génération, le panel de la 2<sup>ème</sup> génération (panel de la loi quinquennale) a profité des apprentissages et des enseignements acquis lors de ce premier panel. La construction des groupes de référence, lors du premier panel, s'est faite au moyen de deux sources statistiques : un panel téléphonique auprès des jeunes sortants du système scolaire et un panel construit à partir d'une enquête de l'ANPE concernant le suivi des « chômeurs de longue durée ». Or, ces fichiers peuvent contenir des témoins bénéficiaires pendant la période d'études des mesures à évaluer. La construction de l'échantillon témoin du 2<sup>ème</sup> panel a été réalisé à partir de l'enquête « Génération 92 » du Céreq (Centre d'études et de recherches sur les qualifications) afin d'évaluer les effets nets d'un passage en contrat de qualification.

Dans notre panel, il a eu recours à la technique des échantillons équilibrés. De plus, le système de pondération attribué est spécifique ce qui permet d'assurer des résultats différents des autres évaluations.

Plus spécifiquement, il a été travaillé, comme nous l'avons évoqué, sur la population des témoins simultanément avec les publics-cible selon les mêmes unités : mêmes enquêteurs, même date de collecte d'information, même questionnaire, etc.

Cette homogénéité parfaite dans l'obtention de l'information permet l'exclusion de tout biais lié à l'enquête (biais enquêteur, même quantité d'effort mémoire pour les enquêtés, etc.) mais surtout d'obéir aux préconisations de la littérature microéconométrique de l'évaluation non expérimentale (homogénéité, similitude et richesse). En conséquence, notre population témoin permet de limiter tous biais de sélectivité et de comparaison.

Enfin, la masse d'informations pour les bénéficiaires et les témoins, selon une grille de lecture identique été largement augmentée : caractéristiques sociodémographiques, situations antérieures sur le marché du travail, circonstances d'entrée en mesure, qualité du passage, etc. Tout cela permet de rendre compte de l'hétérogénéité individuelle entre ces deux populations et une mesure plus fine de l'efficacité des programmes en question.

### **3.2.6 La prise en compte de plusieurs critères d'évaluation : une mesure plus fine et critique de l'efficacité des traitements :**

Un avantage majeur du panel enfin que nous exploitons est sa mise à disposition de diverses variables de résultat. Notre panel a été conçu pour une optique résolument évaluative. La diversité des indicateurs à retenir lors de la mesure d'impact d'un traitement est très importante. Non seulement, elle permet de nuancer des évaluations trop concentrées sur la seule employabilité des demandeurs d'emploi à la sortie des programmes mais surtout parce que ces critères sont des variables stratégiques sur lesquelles ces derniers s'appuient pour leur activité de recherche d'emploi. Travailler à temps partiel / temps complet, comme indépendant, etc, sont autant des variables qui relèvent des choix des individus sur le marché du travail, en dépit de toute efficacité du traitement en question. (Voir Section 1.2.3 pour plus d'analyses).

Plus spécifiquement, lors de la sortie, plusieurs questions ont été consacrées ; elles portent sur les conditions de l'emploi trouvé : type et durée du contrat du travail "CDI/CDD, temps partiel/complet", nature du travail : si ce dernier correspond à un simple renouvellement de la convention suite à la fin de l'aide (problème d'utilisation des dispositifs par les employeurs), s'il se déroule au sein de l'entreprise où le contrat aidé a été effectué (critère du maintien du bénéficiaire dans l'entreprise d'accueil), s'il correspond au même emploi effectué lors du passage (resp. avec plus ou moins de responsabilités, le salaire perçu, etc. Nous trouvons aussi les conditions de vie et de logement des bénéficiaires, leurs opinions sur les dispositifs effectués, etc.

Chaque individu a été enquêté sur sa situation vis-à-vis de l'emploi selon un calendrier rétrospectif mensuel. Pour la vague de 2002 : c'est-à-dire, à partir de la situation actuelle de l'individu à la date de l'enquête (2002) jusqu'à celle d'août 1995 en passant éventuellement par la période de participation au dispositif.

La vague d'enquête de 2003, quant à elle, se concentre sur les nouvelles situations enregistrées depuis la dernière situation observée, c'est-à-dire celle de la vague de 2002. Au cas où l'individu connaît plusieurs situations le même mois (un emploi et du chômage par exemple), la situation qui a duré le plus longtemps sera prise en compte.

Enfin, la masse d'information susceptible de rendre compte et d'expliquer le processus d'entrée dans les dispositifs a été élargie. La boîte noire a été ouverte : circonstance d'entrée en mesure ; qualité de passage en mesure (formations et accompagnement pendant le passage par les traitements, etc.) ; le rôle des acteurs dans la mise en œuvre (Service Public de l'Emploi, entreprises,...).

Ces différentes informations doivent être exploitées afin d'en dériver les indicateurs pertinents que nous aurions à inclure dans l'évaluation de la politique active de l'emploi (Chap. 6).

### 3.3 Présentation des populations-cibles et vagues d'enquêtes :

Les enquêtes du panel ont permis non seulement d'observer les situations professionnelles des bénéficiaires des mesures, mais aussi de connaître les différentes étapes de leurs itinéraires (resp. les témoins). Les changements de situations professionnelles qui sont très nombreux et relativement courts sur le marché du travail ont été décrits au moment où ils se sont reproduits, à l'aide d'enquêtes de cheminement.

Par ailleurs, la description de l'environnement socio-économique qui s'avère un des facteurs expliquant les trajectoires professionnelles a été réalisée dans cette optique, en d'autres termes, dans l'objectif de mieux relier les trajectoires des bénéficiaires à l'état et au fonctionnement des marchés du travail auxquels ils appartiennent (dimension temporelle et régionale).

L'avantage de ces enquêtes par cheminement consiste donc en l'obtention du film des parcours individuels des bénéficiaires/ éligibles non entrés aux mesures de la politique active de l'emploi.

Le dispositif d'ensemble contient quatre vagues d'enquêtes qui s'étalent de 2002 à 2005.

**La première vague (2002) a permis d'interroger un peu plus de 20 000 personnes dont :**

- Cinq populations de bénéficiaires sorties fin 1999 des mesures suivantes : Contrat Initiatives Emploi (CIE), Contrat Emploi-Solidarité (CES), Stage d'Insertion et de Formation à l'Emploi (SIFE), Contrat de Qualification (CQ) et Contrat d'Apprentissage ;
- Une population de bénéficiaires du TRajet d'ACcès à l'Emploi (TRACE) dont l'accompagnement renforcé a débuté fin 1999 et s'est théoriquement terminé mi-2001 ;
- Une population de bénéficiaires du Contrat Emploi Jeune (CEJ) entrés au second trimestre 1999 et toujours en emploi jeune au moment de l'enquête ;
- Un groupe de contrôle, dit « population témoin », composé de personnes éligibles au CIE et/ou au CES et/ou SIFE et/ou au CQ au moment où les bénéficiaires sont entrés en mesure, qui eux ne sont pas entrés dans ces mesures, et qui étaient demandeurs d'emploi à ce moment-là.

**La seconde vague (2003) a réinterrogé les répondants de la première vague auxquels viennent s'ajouter :**

- Une population de 5000 bénéficiaires de CEC après un CES sortis du dispositif début 1999 ;
- Une population de 5000 bénéficiaires de CEC « entrée directe », entrés en mesure en 1999 et sortis de la mesure pour non-renouvellement ou rupture de contrat.



**La troisième vague (2004) a permis d'interroger :**

- Les bénéficiaires de CEJ ayant répondu aux deux premières vagues ;
- Les bénéficiaires de CEC « entrée directe » entrés en mesure en 1999 et qui n'étaient plus au moment de l'enquête.

**La quatrième vague (2005) a permis d'interroger :**

- Les bénéficiaires de CEJ ;
- Les bénéficiaires de CEC « entrée directe » entrés en mesure en 1999 et qui ont effectué les cinq années de contrat (contrat achevé courant 2004).

En outre, une enquête auprès des employeurs des bénéficiaires de CIE, CQ et Apprentissage a été réalisée entre la seconde et la troisième vague (fin 2003).

### **3.4 Conclusion : limites du panel de la DARES**

L'objectif de ce chapitre était double. Il s'agissait non seulement de montrer à quel point le dispositif d'observation utilisé (Panel de la DARES) était approprié à une problématique d'évaluation non expérimentale mais surtout d'étendre l'analyse à des questions intéressantes économiquement et économétriquement (grâce à la richesse et à la pertinence des données que nous possédons). Notre choix a porté sur le panel du « *suivi des bénéficiaires des dispositifs de la politique d'emploi et de la formation professionnelle* » de la DARES (Direction de l'Animation de la Recherche, des Etudes et des Statistiques). C'est celui de la troisième génération. La recherche et le choix adéquat de ces données spécifiques a constitué une étape importante dans notre travail dont le fruit a été ce chapitre.

En absence de données expérimentales, la rigueur d'une évaluation non expérimentale passe avant tout par la question de l'amélioration des données : « homogénéité », « pertinence » et « Richesse » sont les mots d'ordre dans cette littérature (Heckman, Ichimura et Todd [1997, 1998]).

Dans notre requête, elles se sont traduites par la satisfaction de deux problèmes essentiels : *a)* la question difficile de construction de l'échantillon témoin capable d'améliorer la fiabilité des comparaisons entre les traités et les éligibles non entrés et *b)* la richesse et la pertinence des données collectées pour améliorer la compréhension des parcours d'insertion/réinsertion des bénéficiaires à la sortie.

Parmi les éléments que nous avons jugés comme des avantages de notre panel figurent : la possibilité d'évaluer plusieurs dispositifs simultanément, l'intégration de la dimension spatiale, la disponibilité de données longitudinales, le recours à différentes techniques d'évaluation pour en comparer les résultats, la différenciation de l'échantillon final (bénéficiaires/témoins) pour une meilleure correction des biais de sélectivité, ainsi que la mobilisation de critères d'efficacité multiples et parfois inédits.

Ces différents éléments pris en compte constituent une richesse dans le domaine d'évaluation où les problèmes méthodologiques posés sont complexes alors que les données disponibles, souvent, ne permettent pas de les résoudre.

Notre panel a été conçu comme un dispositif innovant pour une optique résolument évaluative. Toutes les enquêtes (enquêtes de *cheminement* et non rétrospective) ont été menées à la fois auprès de la cible (traités) et auprès du groupe de contrôle selon les mêmes unités (unité de temps et de méthode) : similitude quasi-parfaite.

Les échantillons tirés sont des échantillons équilibrés (technique des *échantillons équilibrés*). Plus spécifiquement, l'échantillon témoin ne provient pas d'une source extérieure mais d'une enquête intégrée bénéficiaire/éligible non entré, etc. (Section 3.2).

Notre panel a une longueur d'avance par rapport aux autres dispositifs d'observation sur le marché du travail. Certes compliqué à monter, le panel a été élargi à 11 dispositifs, toutefois pensé comme un tout, ce qui constitue sa première limite (complexe) mais aussi son originalité à la fois. Il compte autant d'échantillons distincts que de mesures (45 000 personnes en tout, hors l'échantillon témoin).

Tous les traités ont été sélectionnés sur la base d'une date de sortie commune : sortis théoriquement le 4<sup>ème</sup> trimestre 1999. Toutefois, la première vague d'interrogation a été réalisée deux ans et 3 mois après cette date. L'inconvénient est que la dimension rétrospective est importante. La première vague d'enquêtes aurait été au mieux conduite une année après la sortie. Celle de la seconde vague a été menée une année après cette première interrogation.

Enfin, les fichiers de questionnaires tels qu'on les a reçus contiennent souvent des erreurs : renvois à des variables qui n'existent pas dans les bases de données, questions-filtres qui ne sont pas claires et souvent pas respectées (en termes de publics-cibles), découpage erroné de variables continues (âge, revenu, etc.), variables synthétiques fausses (résumant certaines informations hétérogènes dans l'enquête), présence de doublons (identifiants des traités qui ne sont pas non uniques), etc. Tout cela représente quelques limites d'ordre opérationnel auxquelles nous allons faire face dans le chapitre 4 et 5.

### 3.5 Annexe A : schéma d'ensemble et les différentes étapes du panel

Fig. 3.1 : Les différentes étapes du panel

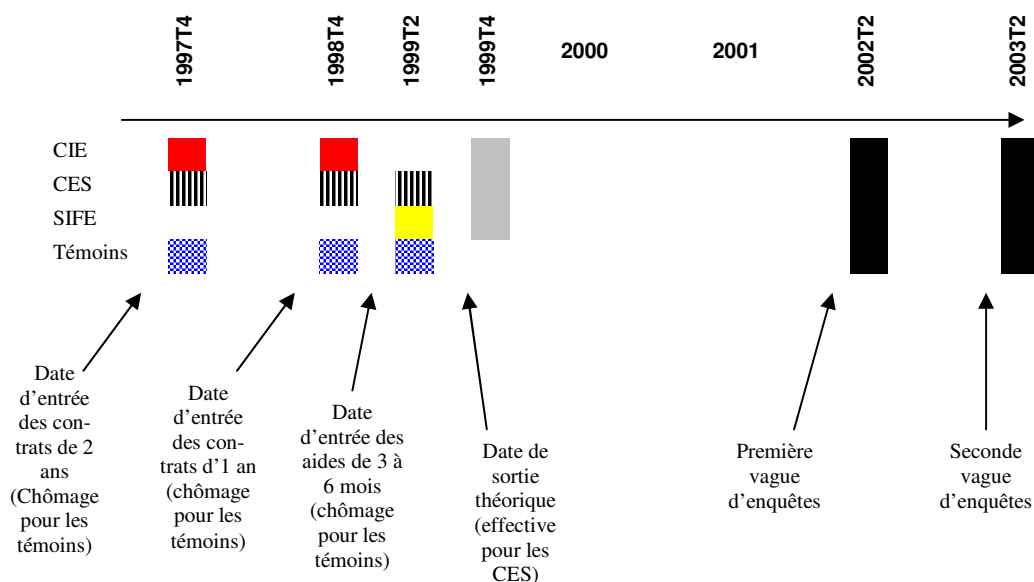
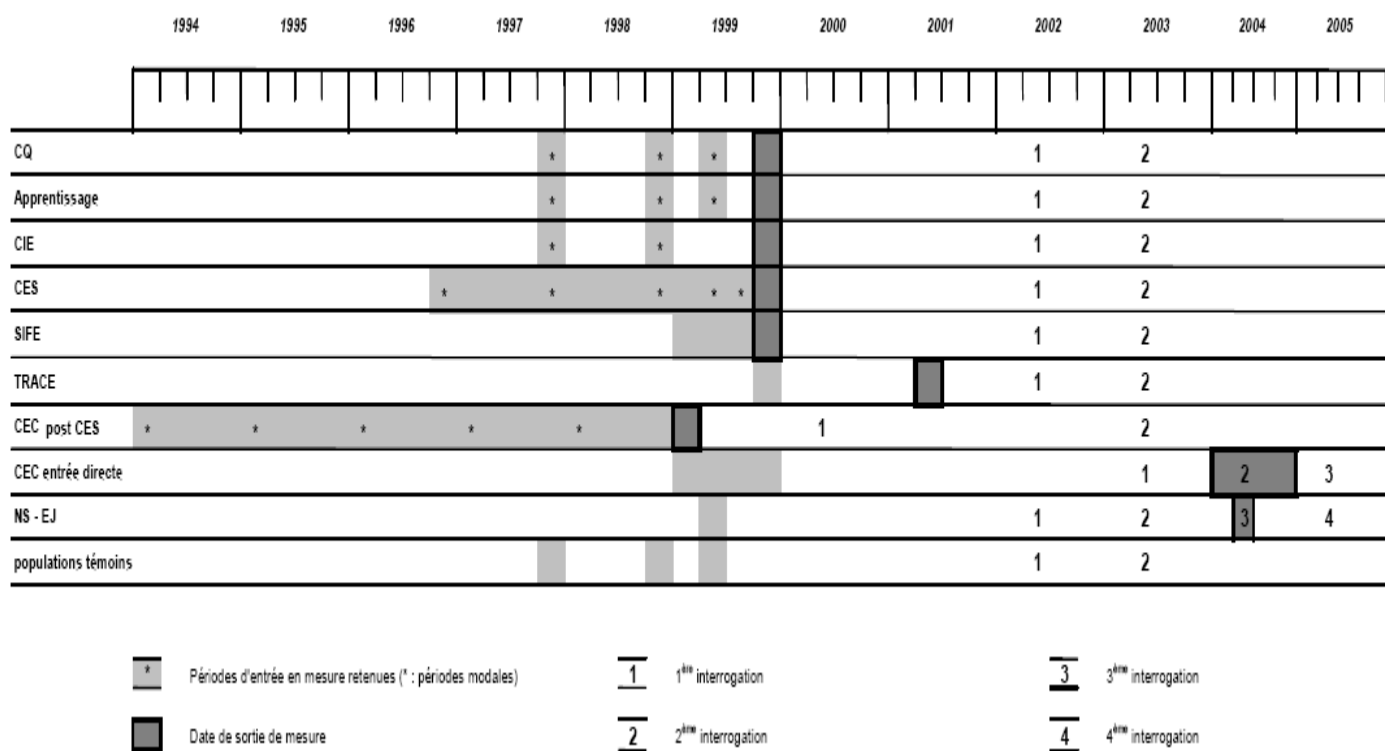
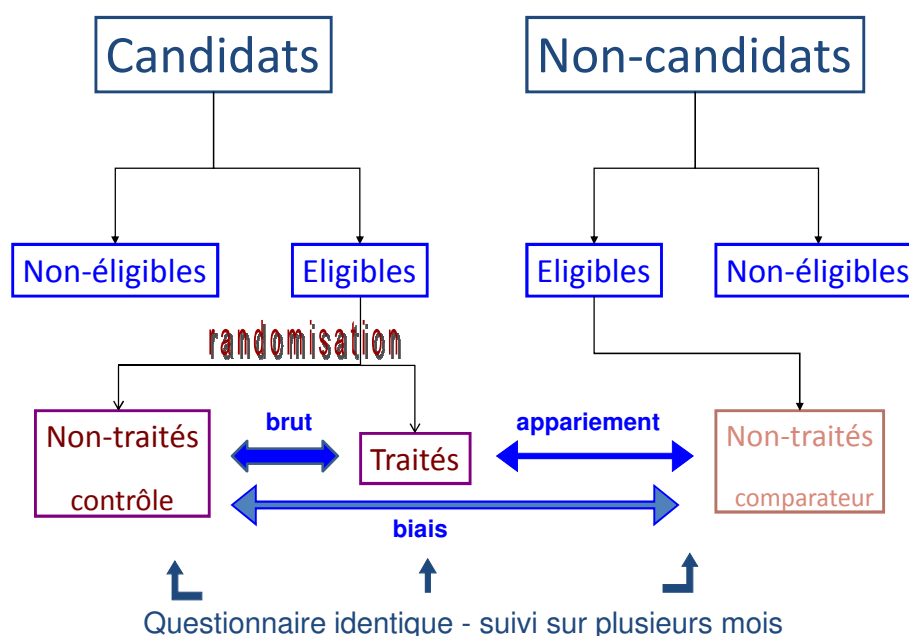


Fig. 3.2 : Schéma d'ensemble du Panel



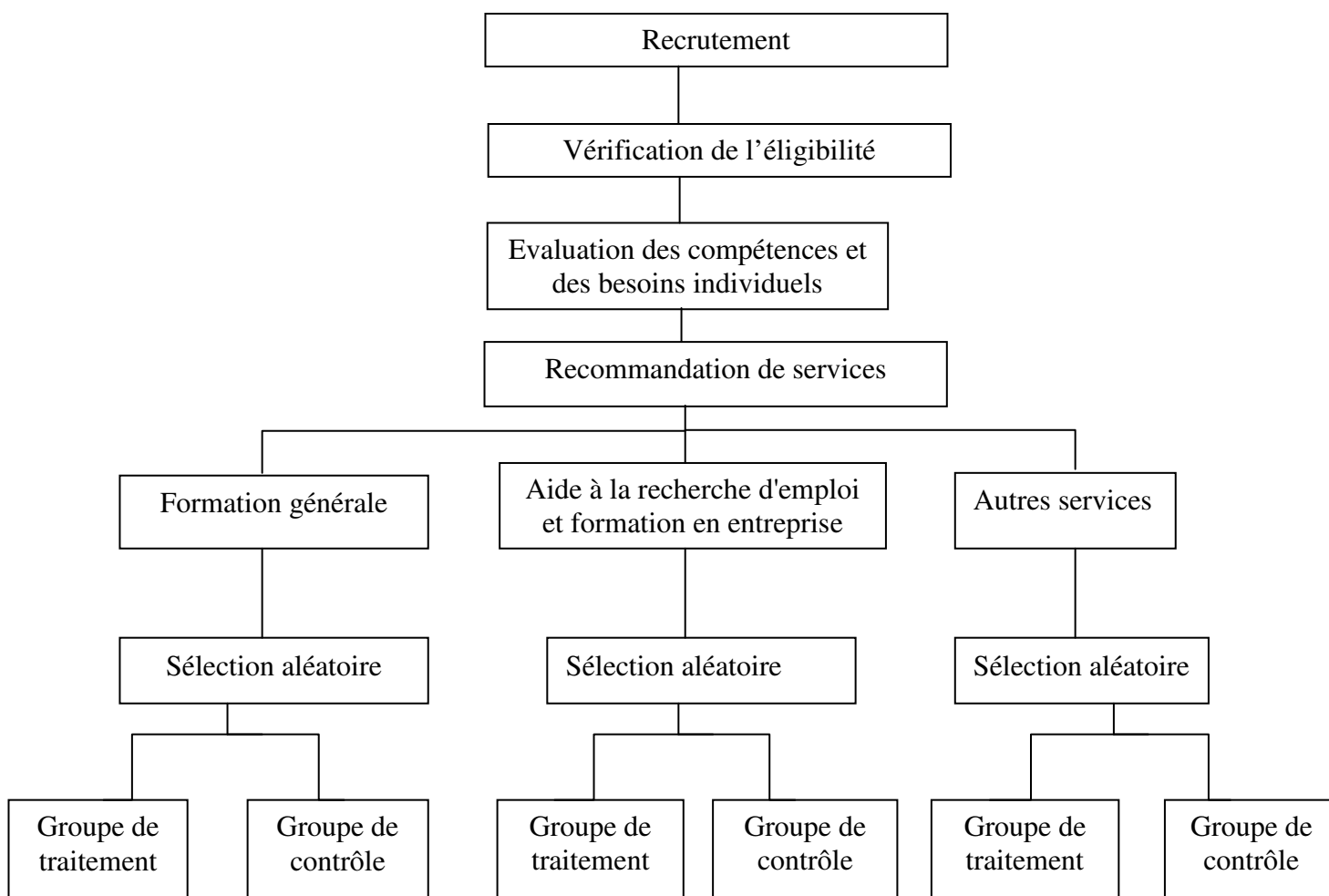
Source : La DARES

### 3.6 Annexe B : structure-type de l'enquête utilisée dans Lalonde [1986] et Heckman et al. [1997] : deux groupes de contrôle, un issue de l'expérimentation et un non expérimentale



Remarque : pour le JTPA (National Job Training Partnership Act), le suivi était sur 36 mois

### 3.7 Annexe C : le processus de sélection aléatoire des participants au programme *JTPA*



Source : USDOL, 1993

### 3.8 Annexe D : comparatif des caractéristiques des dispositifs de la politique de l'emploi étudiés dans le panel

		Apprentissage (1977-)	Contrat de Qualification (1984-)
<b>Forme du programme</b>		Emplois subventionnés	
<b>Nature du dispositif</b>		Formation en alternance <sup>1</sup>	
<b>Objectifs</b>		Permet à un jeune d'acquérir une qualification professionnelle sanctionnée par un diplôme de l'enseignement technologique, ou un titre homologué	
<b>Type et durée du contrat</b>		Contrat de type particulier de 1 à 3 ans renouvelable 1 an en cas d'échec à l'examen	CDD de 6 à 24 mois
<b>Secteur</b>		Marchand	
<b>Temps</b>		Complet	
<b>Statut et Rémunération</b>		Salarié payé par l'entreprise et calculé en fonction de l'âge et de l'ancienneté du contrat <sup>2</sup>	
<b>Public visé</b>	<b>Age</b>	16 à 25 ans	
	<b>Qualification</b>	Ayant satisfait l'obligation scolaire	Sans qualification au cours de leur scolarité ou dont la qualification ne leur permet pas d'accéder à un emploi
	<b>Ancienneté de chômage</b>		
	<b>En priorité</b>		
	<b>Autres</b>		
<b>Formation</b>		400h minimum au centre d'apprentissage	Enseignements généraux, professionnels et technologiques représentant au moins 25% de la durée totale du contrat assurée soit dans un établissement public, soit dans un organisme de formation public ou privé. Une part de cette formation peut se dérouler dans le cadre même de l'entreprise <sup>3</sup>
<b>Employeurs</b>		Employeur agréé en qualité de maître d'apprentissage	Tous les employeurs assujettis à l'UNEDIC (sauf Etat et établissements publics)
<b>Aide de l'Etat et conditions pour l'employeur</b>	<b>Exonération des cotisations de sécurité sociale</b>	Patronales et salariales ; Exonération des autres charges d'origine légales ou conventionnelle pour les employeurs inscrits au registre des métiers ou ayant moins de 10 salariés	Patronale : 100% pour la partie du salaire n'excédant pas le Smic
	<b>Prise en charge</b>	Indemnité de soutien à l'effort de formation (10000F annuel)	Forfaitaire de 9 € par heure de formation et par jeune accueilli
	<b>Prime à l'embauche</b>	Aide à l'embauche 6000F	Lors de l'enregistrement du contrat : 1035 € pour les contrats d'une durée supérieure à 18 mois et de 750 € sinon
	<b>Autres aides</b>	Formation gratuite en CFA	

<sup>1</sup> L'ensemble des contrats en alternance a été remplacé en novembre 2004 par le contrat de professionnalisation.

<sup>2</sup> Elle varie de 25% et 30% du SMIC pour les 16/17 ans au cours de la 1ère année du contrat à 78% et 75% pour les 21 ans et plus à partir de la seconde année respectivement pour le contrat Apprentissage et CQ.

<sup>3</sup> L'employeur choisit au sein de son entreprise, avec son accord, un tuteur chargé d'accueillir, d'aider, d'informer et de guider le jeune pendant la durée de son contrat.

		<b>Contrat Initiative Emploi (1995-)</b>	<b>Contrat Emploi-Solidarité (1990-)</b>	<b>Contrat Emploi-Consolidé (1992)</b>
<b>Forme du programme</b>		Subvention dans le secteur privé	Emploi public temporaire	
<b>Nature du dispositif</b>		Emploi marchand hors alternance	Emploi non marchand	
<b>Objectifs</b>		Favoriser l'insertion des personnes durablement exclues du marché du travail ou pouvant rencontrer des difficultés particulières d'accès à l'emploi	en leur permettant d'effectuer des travaux utiles à la collectivité.	Favoriser la réinsertion professionnelle à l'issue d'un CES pour les personnes ayant rencontré des difficultés particulières d'insertion
<b>Type de contrat et Durée totale</b>		<ul style="list-style-type: none"> <li>• Convention de travail entre l'entreprise et le jeune ;</li> <li>• Convention employeur-Etat ;</li> <li>• CDI ou CDD de 12 à 24 mois</li> </ul>	Convention entre l'entreprise d'accueil et l'Etat	
<b>Temps</b>		Plein ou partiel (au minimum 16h par semaine)	Partiel et moins de 20h pour les bénéficiaires du RMI	Plein ou partiel
<b>Statut et Rémunération</b>		la rémunération minimale conventionnelle correspondant au poste occupé (au minimum le Smic)	Salarié payé par l'employeur à  au Smic horaire <sup>1</sup>	la rémunération minimale conventionnelle correspondant au poste occupé (au minimum le Smic) <sup>2</sup>
<b>Public visé</b>	<b>Age</b>	Plus de 50 ans et les moins de 26 ans <sup>3</sup>	50 ans et plus ; 18 à 25 ans en grande difficulté notamment sociale et familiale	
	<b>Qualification</b>	Certains jeunes de niveau VI, Vbis et V sans diplôme	Les 18-25 ans titulaires au plus d'un CAP ou d'un BEP	Bénéficiaire d'une formation à l'issue d'un CES
	<b>Ancienneté de chômage</b>	Au moins 36 mois, 24 mois dans les 36 derniers mois ou 12 mois dans les 18 derniers mois	chômeurs inscrits depuis au moins trois ans	Chômeurs de très longue durée à la date d'entrée en CES ; Bénéficiaires du RMI à la date d'entrée en CES
	<b>En priorité<sup>3,4</sup></b>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Demandeurs d'emploi de longue durée ayant au moins 12 mois d'inscription à l'ANPE dans les 18 mois précédant l'embauche ;</li> <li>• Allocataires du RMI sans emploi depuis un an ainsi qu'à titre de leur conjoint ou concubin</li> <li>• Bénéficiaires de l'allocation spécifique de solidarité ;</li> <li>• Personnes âgées de plus de 50 ans privées d'emploi ;</li> </ul>		
	<b>Autres</b>	Anciens détenus, les Français ayant perdu leur emploi à l'étranger, les jeunes sortant du service national sous certaines conditions	Travailleurs handicapés et bénéficiaires de l'obligation d'emploi	
<b>Formation</b>			Facultatif	
<b>Employeurs</b>		Tout employeur assujéti à l'UNEDIC sauf licenciement économique dans les 6 derniers mois	Collectivités territoriales, des établissements publics, des organismes privés à but non lucratifs (associations, comités d'entreprises,...) et personnes morales chargées de la gestion d'un service public	

<b>Aide de l'Etat et conditions pour l'employeur</b>	<b>Exonération des cotisations de sécurité sociale</b>	Patronales : 100%	Patronales : dans la limite de 20h par semaine	
	<b>Prise en charge</b>		D'une partie de la rémunération (de 65 à 85%)	D'une partie de la rémunération (de 20 à 60%)
	<b>Prime à l'embauche</b>	cf. 5		
	<b>Autres aides</b>		éventuelle à la formation dans la limite de 400h)	

<sup>1</sup> Sous certaines conditions, il est possible de cumuler la rémunération au titre du *CES* avec une indemnité partielle au titre des allocations chômage ou du *RMI*. Il est possible également d'exercer une activité complémentaire à temps partiel.

<sup>2</sup> Il est possible pour le travailleur d'exercer une activité professionnelle complémentaire ou une formation. Cette activité peut même être rémunérée sous réserve d'une déclaration à la *DDTEFP*.

<sup>3</sup> Le public prioritaire du *CIE* a été fixé en août 1995, ensuite, le *CIE* a été ouvert en mai 1996 aux jeunes ayant moins de 26 ans, sans emploi non indemnisés ou issus d'un contrat d'orientation ou d'un *CES* et sans diplôme (niveau VI et V bis).

<sup>4</sup> Le public éligible du *CEC* sont les titulaires de *CES* rencontrant des difficultés particulières d'accès à l'emploi ou à une formation et qui appartenaient à l'entrée dans cette mesure, aux publics prioritaires définis dans le cadre du *CES*.

<sup>5</sup> Jusqu'en août 1996, une prime mensuelle de 300 euros maximum était versée à l'employeur sans condition particulière au cours de la première année de fonctionnement du *CIE*. A partir d'août 1996, la prime mensuelle de 300 euros n'est distribuée que dans les cas de recrutement de chômeurs de très longue durée (plus de trois ans) ou de publics en grande difficulté (chômeurs de longue durée âgés de plus de 50 ans, bénéficiaires du *RMI*, de l'*ASS*, travailleurs handicapés, jeunes de moins de 26 ans sans diplôme). Une prime mensuelle de 150 euros a toutefois été maintenue pour le recrutement de demandeurs d'emploi ayant au moins 24 mois d'inscription à l'*ANPE* dans les 36 mois précédant l'embauche. Ce recentrage des aides sur les publics les plus en difficulté a évidemment eu pour conséquence d'augmenter le poids de ces catégories dans les flux d'entrants en *CIE*.



		<b>Stage d'Insertion et de Formation à l'Emploi (1994-)</b>	<b>Nouveaux Services Emplois Jeunes (1997-2002)<sup>1</sup></b>	<b>Trajectoire d'Accès à l'Emploi (1998-)</b>
<b>Forme du programme</b>		Secteur non marchand : Stage d'insertion et de formation professionnelle	Emploi public temporaire	Actions d'accompagnement personnalisées
<b>Nature du dispositif</b>		Stage collectif (mais des actions individuelles sont également proposées)	Accès à l'Emploi non marchand	
<b>Objectifs</b>		<ul style="list-style-type: none"> <li>• Traitement individualisé des problèmes d'évaluation, d'orientation</li> <li>• Former les demandeurs d'emploi à des qualifications recherchées par les entreprises</li> </ul>	Embaucher 350 000 jeunes et promouvoir des activités durables socialement correspondant à des besoins émergents ou non satisfaits	Lutte contre les exclusions et Accès à un emploi durable des jeunes en difficulté
<b>Type de contrat et Durée totale</b>		<ul style="list-style-type: none"> <li>• Stage (parfois contrat de travail de type particulier)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• CDD de 60 mois ; et</li> <li>• Eventuellement un CDI dans le secteur associatif</li> </ul>	Accompagnement personnalisé de 18 mois au maximum <sup>2</sup>
<b>Temps</b>		Plein	Plein (sauf dérogation expresse)	Plein ou partiel
<b>Statut et Rémunération</b>		<ul style="list-style-type: none"> <li>• Stagiaire de la formation professionnelle si stage partiellement en entreprise</li> <li>• Peuvent bénéficier de rémunération par l'Etat ou les ASSEIC</li> <li>• Allocation de reclassement possible</li> </ul>	La rémunération du salarié est partiellement prise en charge par l'État (à hauteur de 80 % du Smic)	
<b>Public visé</b>	<b>Age</b>	Plus de 26 ans	Moins de 26 ans sans emploi et de 26 à 30 ans non indemnisables par l'Unédic	16 à 25 ans en grande précarité notamment sociale, familiale ou confrontés à un risque d'exclusion professionnelle
	<b>Qualification</b>		Les 18-25 ans titulaires au plus d'un CAP ou d'un BEP	Très faible niveau de qualification
	<b>Ancienneté de chômage</b>	Inscrit de plus de 12 mois à l'ANPE dans les 18 derniers mois précédant l'entrée en stage		
	<b>En priorité<sup>3,4</sup></b>	Inscrit à l'ANPE depuis au moins 2ans ; Demandeurs d'emploi de longue durée de 50 ans et plus ; Allocataires du RMI et sans emploi depuis plus d'un an ; Femmes isolées		
<b>Formation</b>		<ul style="list-style-type: none"> <li>• Bilan professionnel ; Redynamisation ;</li> <li>• Qualification professionnelle ;</li> <li>• Action homogènes ou modulaires individualisées ;</li> <li>• de 40 à 200 h de formation ; Formation en entreprise lorsque cela est possible</li> <li>• Action de groupe ou individualisées</li> </ul>		

<b>Employeurs</b>		Collaboration inter-institutions et entreprises	Etablissement scolaire, Police nationale, collectivités territoriales, établissements publics et associations	
<b>Aide de l'Etat et conditions pour l'employeur</b>	<b>Exonération des cotisations de sécurité sociale</b>	Arrangements contractuels Dépenses prises en charge par l'Etat		
	<b>Prise en charge</b>			
	<b>Prime à l'embauche</b>	cf. 5		
	<b>Autres aides</b>			

<sup>1</sup> La création de nouveaux emplois dans le cadre des emplois jeunes n'est plus possible depuis la fin 2002, ce qui entraîne à terme la suppression du dispositif. Le recrutement de nouveaux salariés reste possible dans le cadre du remplacement d'un salarié démissionnaire sur un poste existant. Des mesures ont été prises pour tenter de pérenniser ces emplois dans le secteur associatif.

<sup>2</sup> ou de 24 mois sous certaines conditions depuis 2002

# Chapitre 4

## Biais de comparaison et différenciation de l'échantillon final

### 4.1 Introduction

La littérature empirique de l'évaluation non expérimentale des politiques publiques montre que les choix des données à collecter, la constitution des groupes de contrôle et la spécification des modèles à mettre en œuvre – entres autres, pour expliquer les comportements de participation – jouent ensemble un rôle déterminant dans la mesure rigoureuse des impacts de ces politiques (Heckman et *al* [1999]).

Concernant les deux premiers éléments, à savoir les données à mobiliser et la composition des échantillons témoins, ces deux choix doivent être intégrés *en amont* dans le sens où ils ne peuvent être effectués l'un indépendamment de l'autre. Les enquêtes du panel de la DARES se sont inscrites dans cette voie. L'appareillage statistique mis en place afin de garantir une sélection à la fois d'éligibles non entrés qui ne proviennent pas d'une source extérieure et le traitement identique des informations entre les différents populations construites, analysés dans le chap. 3, en sont la preuve : enquête bénéficiaire/témoin intégrée dès le départ : mêmes questionnaires, même date de vagues d'enquêtes, mêmes enquêteurs (mêmes unités de temps et de méthode).

Etant la continuité de ces choix intégrés en amont, ce chapitre s'intéressera à la question des restrictions à opérer sur les échantillons des traités et de contrôles pour une meilleure évaluation par confrontation. Sur quels échantillons de bénéficiaires et d'éligibles non entrés doit-on se concentrer ? Comment différencier ces échantillons retenus afin d'affiner nos comparaisons ? Dans la littérature, existe-t-il des règles claires et '*prédéfinies*' ? Notre fichier de données comprend 11 populations spécifiques aux bénéficiaires des dispositifs étudiés et 1 relative aux témoins. Diverses vérifications et restrictions, par souci de comparabilité, sont nécessaires. Dans la littérature, la seule règle '*connue*' consiste à '*compare the comparable*' (Heckman et *al* [1997]).

Naturellement, nous sélectionnerons nos traités uniquement sur la base des programmes auxquels les demandeurs d'emploi sont éligibles mais non entrés (contrainte 1). La séparation de ces populations selon des *cohortes d'entrants-sortants* à comparer constituera la deuxième condition. En conséquence, dans la section 4.2, nous mettrons en évidence la contrainte d'adéquation lorsque les bénéficiaires entrent de façon interrompue dans des traitements qu'on cherche à évaluer entre les dates de participation de référence de ces derniers et celles de non entrés du groupe de contrôle. Nous traiterons les problèmes économétriques liés à la période d'observation : censure à droite, censure à gauche et attrition. Nous reconstituerons efficacement nos variables de traitement à partir de la reconstruction des variables dates d'entrées et de sorties **effectives** (Annexe A). L'ensemble de ces restrictions nous permettent de construire l'échantillon final, l'objectif étant de réduire les biais de comparaison. Sa différenciation (Section 4.3) constituera la continuité de ce raisonnement.

Différentes contraintes seront mises en évidence : séparation selon le type de contrat à l'embauche (CDI, CDD, stage), traités/non traités ayant bénéficié auparavant d'un de nos traitements, comment tenir compte du phénomène de succession des contrats aidés chez un même bénéficiaire (resp. témoin) ? Est-il important de différencier ces populations selon certains critères d'éligibilité discriminant, etc. ?

En effet, nous pousserons l'analyse en termes de discussion de la situation contrefactuelle. Doit-on exclure les bénéficiaires et/ou les témoins ayant effectué avant la date d'entrée les traitements de réf. (voire un dispositif de la politique de l'emploi) ? Mais quelle est la situation alternative au non passage par un traitement : absence de l'aide ou absence du dispositif ? Il s'agit là d'une question non encore tranchée dans la littérature. Nous distinguons nos bénéficiaires/témoins selon cet aspect.

Enfin, nous établirons deux dernières contraintes concernant le choix de point fixe de comparaison pour l'évaluation et la sélection des dates d'observation après la sortie (Section 4.4). Nous concluons en présentant les principaux résultats de notre raisonnement statistique face à ces différentes formes d'hétérogénéité (publics-cibles et dispositifs). Dans la démarche de l'évaluation, il s'agit de formes d'hétérogénéité souvent non prises en compte lors des évaluations antérieures de l'estimation des effets de la politique active de l'emploi.

## 4.2 Construction de l'échantillon final

### 4.2.1 Les populations à comparer

*a) Sélection des bénéficiaires uniquement sur la base des dispositifs pour lesquels les témoins sont éligibles mais non entrés*

Le fichier des données « tel qu'il nous a été envoyé » sous son format 'brut' comprend 12 bases de données dont 11 concernent les bénéficiaires des programmes suivants : Apprentissage, TRACE, CIE, CQ, CES, CEC, NSEJ-CEJ, SIFE – et la dernière, nommée « TEMOINS », est relative à l'échantillon de comparaison (population des témoins). Les dispositifs sont au nombre de 8 alors qu'au total nous avons 11 populations de traités. Pour les trois derniers programmes, nous comptons respectivement deux échantillons distincts : [« CEJ », « CEJV »], [« CECdirect », « CECpostCES »] et [« SIFE individuel », « SIFE collectif »].

Dans le cadre de notre évaluation, nous verrons, notamment après avoir posé notre première contrainte de sélection des traités uniquement sur la base des dispositifs pour lesquels les individus du groupe de contrôle sont éligibles mais non entrés, qu'il s'agit des bénéficiaires du dispositif SIFE catégorie « collectif ». En conséquence, le « SIFE individuel » est à écarter de l'analyse<sup>25</sup>.

Nous nous trouvons face à divers dispositifs ; toutefois, le groupe de contrôle tel qu'il a été conçu pour l'enquête est particulier. Il s'agit d'un échantillon-témoin pour un triplé de traitements que nous notons : T1, T2, T3.

Il comprend des demandeurs d'emploi n'ayant pas effectué de T1, de T2 ou de T3 alors qu'ils auraient pu y entrer en  $(P1/ P2 / P3) = (1997, 1998, 1999)$ .

La règle suivie est celle selon laquelle en date de la première vague d'enquête, les témoins qui déclarent avoir effectué l'ensemble des trois traitements (T1, T2, T3) sont considérés comme étant hors cible.

Les enquêteurs, en effet, en s'adressant aux témoins, afin de vérifier leur éligibilité doivent remplacer, selon les indications présentées dans le Tab. 4.1, les T1, T2, et T3 par les dispositifs correspondants.

De même, nous nous limitons aux bénéficiaires du CES, du CIE, du CQ et du SIFE. Il s'agit de la contrainte usuelle pour une évaluation rigoureuse par confrontation à un groupe de contrôle de *sélection des bénéficiaires uniquement sur la base des programmes pour lesquels les témoins sont éligibles et non entrés* que nous appliquons

---

<sup>25</sup> Dans notre cas, il s'agit bien des bénéficiaires 'SIFEcollectif'. Voir le document d'étude N° 13 (2006) de la DARES p.1. La particularité des SIFE collectifs est qu'ils s'adressent à des personnes plus éloignées de l'emploi que les SIFE individuels. Ils sont également plus longs et comportent plus souvent des périodes en entreprise.

Tab. 4.1 : les traitements pour lesquels les témoins sont éligibles par période de non entrée

	P1	P2	P3
Délimitation du champ :	T1 = CES T2 = CIE T3 = CQ	T1 = CES T2 = CIE T3 = CQ	T1 = CES T2 = SIFE T3 = CQ

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

***b) Eliminer les non inscrits à l'ANPE (bénéficiaires) ainsi que les '0 mois de chômage' (bénéficiaires et témoins)***

Notons tout d'abord que la première délimitation, *supprimer les non inscrits à l'ANPE*, est à appliquer uniquement aux bénéficiaires. Les échantillons témoins ont été, par construction, tirés du fichier Unedic.

En effet, les témoins étant, par définition, des personnes inscrites à l'ANPE, le statut des bénéficiaires doit l'être aussi par conséquent.

*L'élimination des 0 mois de chômage* concerne les deux catégories d'individus (bénéficiaires / témoins). Elle est aussi importante que cette dernière contrainte, non pas maintenant par souci de comparabilité 'administratif', mais parce qu'un participant (resp. un éligible non entré) n'ayant pas une ancienneté de chômage supérieure à un mois n'est pas intéressant pour l'évaluation.

7% des bénéficiaires du CES, selon les données du panel, n'étaient pas inscrits à l'ANPE avant l'entrée. Aussi 12% des bénéficiaires du CIE (8% ne sont pas inscrits à l'ANPE et 4% ont moins d'un mois de chômage) ont-ils été éliminés. De plus, 4% des témoins ont été exclus car leur durée de chômage n'excédait à un mois.

Enfin, nous pensons que l'élimination des « 0 mois de chômage » concerne bien les deux catégories de demandeurs d'emploi parce que l'ancienneté au chômage est l'une des quatre variables utilisées conjointement pour la stratification à partir des deux fichiers sollicités pour l'échantillonnage (fichiers de bénéficiaires pour les traités et fichier Unedic pour les éligibles non entrés). Rappelons que l'âge, le sexe, le niveau du diplôme et l'ancienneté au chômage sont les variables, et les populations témoins sont, par conséquent représentatives (selon ces variables) des populations des bénéficiaires entrés aux mêmes dates.

## 4.2.2 Les périodes à comparer

### a) Adéquation entre période d'entrée des bénéficiaires et celle de non participation des témoins

La répartition des échantillons des traités et des contrôle par taille et par période d'entrée telle qu'elle se présente dans le panel est la suivante :

Tab. 4.2 : Répartition des tailles des échantillons par périodes d'entrée

Population	Période d'entrée <sup>1</sup>							Total
	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	
CIE		1231	192	-				1423
CQ		672	788	171				1631**
CES	118	511	568	509	1		2	1709**
SIFE		-	-	1515				1515
TÉMOINS		2024	701	744				3469
<b>Ensemble</b>	118	4438	2249	2939	1		2	9747

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarques : (\*) : Plus exactement pour les témoins, il s'agit de la période de non-entrée.

(\*\*) : Dont 196 données non renseignées pour les périodes d'entrée en CES et 7 pour celles en CQ. Nous ne les avons pas prises en compte dans cette répartition.

Toujours par souci de comparabilité avec les contrôles, devons nous exclure les traités entrés en 1996, 2000, 2001 et 2002 (Tab. 4.2). Les périodes de non entrée de référence des témoins sont celles de 1997, 1998 et 1999. Nous définissons la contrainte d'*adéquation entre périodes d'entrée des bénéficiaires et celles de non entrée des témoins*. Selon le Tab. 4.2, les périodes à prendre en compte pour l'évaluation des dispositifs CES et CQ sont (P1, P2, P3) = (1997, 1998, 1999). Pour le CIE, elles sont plus courtes : (P1, P2) = (1997, 1998). En revanche, pour le dispositif SIFE, nous nous limitons aux bénéficiaires de 1999 (P3).

Comme nous l'avons indiqué, cette répartition est néanmoins telle qu'elle se présente dans le panel. Elle a été obtenue grâce aux différentes variables **disponibles** dans les fichiers de données : variable '*période entrée*' dans la base de données CIE ou encore '*année entrée*' pour les autres fichiers (les mois d'entrée sont manquants et d'autres problèmes ont été soulevés<sup>26</sup>). Non seulement nous prenons le risque d'avoir un échantillon final incorrect mais nous ne pouvons pas non plus séparer les traités/contrôle par *cohortes d'entrants-sortants* (Section b), deuxième contrainte)

<sup>26</sup> Pour les fichiers où la date d'entrée est complète (variables '*mois entrée*' et '*année entrée*' : fichiers SIFE et CES), nous avons détecté un sérieux problème d'incohérence. Plus particulièrement, dans le fichier SIFE, ces deux variables ne coïncident pas avec l'information '*trimestre entrée*' ou encore '*date début SIFE*'. Pour le fichier CES, nous pensons que la date de sortie a été mal enregistrée. La date de sortie du premier bénéficiaire a été attribuée au 4<sup>ème</sup> bénéficiaire et ainsi de suite. Enfin, ne négligeons pas le problème de perte de bénéficiaires en raison du problème des données manquantes (fichier CES, 196 individus, voir tableau 4.2).

A partir de la section suivante, nous serons amenés à nous baser sur un autre type d'information pour un traitement plus efficace. Il s'agit des situations des participants et des éligibles non entrés observées mois par mois sur le marché du travail. Ces états sont les plus précisément renseignées – 93 variables ce qui correspond à 93 mois : un calendrier exhaustif des activités entreprises par les bénéficiaires et les non traités avant, pendant et après le passage par les traitements de référence.

A l'aide de ces variables, nous déterminerons non seulement les dates d'entrées exactes mais aussi celles de sorties (annexe A). En conséquence, nous établirons les durées effectives de passage *i*), nous distinguerons les éventuelles ruptures de contrat *ii*), les renouvellements de conventions et les données censurées à droite *iii*) (Annexe B). De plus, nous reconstituerons avec précision les variables de traitement. En effet, nous ferons la différence entre les faux traités, les retardataires, les précoces, les passages multiples, etc. (Annexe B). Notons enfin que cela va sans un traitement plus rigoureux des différentes variables de parcours professionnel des participants/contrôle avant et après le passage par les traitements de réf. tel que l'*ancienneté au chômage*, la *situation juste avant*, le *nombre d'emplois avant/après*, leur *durée* (voir chap. 5), ainsi que le *maintien chez l'employeur d'origine* : un critère d'efficacité important n'ayant souvent pas été pris en compte dans les évaluations précédentes (voir chap. 6).

#### ***b) Séparation par cohortes d'entrants-sortants***

Lors de la sélection des candidats pour l'étude, le fait générateur pris en compte dans l'enquête est celui de *bénéficiaires sortants*. Le fait générateur (entrants *vs.* sortants) constitue un choix important tant pour la constitution des groupes des traités que pour la démarche statistique de l'évaluation. Nos traités ont terminé théoriquement leur traitement fin 1999 et sont ré-entrés sur le marché du travail en janvier 2000. En conséquence, nous avons des participants sortants de contrats aidés à un moment donné et réentrants sur le marché du travail un même moment.

En revanche, choisir des bénéficiaires entrants implique des demandeurs d'emploi réentrants sur le marché du travail à des dates différentes, et de ce fait, ni la fenêtre d'observation ni la situation conjoncturelle au moment de la sortie ne sont pas identique, d'où la difficulté de mettre en œuvre, par exemple, des modèles de durée dans la démarche statistique de l'évaluation. Les auteurs de l'évaluation du deuxième panel, par exemple, ont retenu comme fait générateur la date d'entrée des participants. Leur choix a conduit à des comparaisons de trajectoires individuelles à partir d'un point fixe d'entrée et non de sortie mais à durées variables (voir aussi Section de choix de point fixe de comparaison.<sup>27</sup>

---

<sup>27</sup> Cf. Christine Charpail, Tristan Klein et Serge Zilberman [2005].



*A contrario*, dans le cas des sortants, la fenêtre d'observation est strictement de même longueur pour tous les demandeurs d'emploi, surtout avec une situation conjoncturelle au moment de la réentrée identique. Celle-ci est très rapidement changeante, et donc constitue un paramètre important de la vitesse de retour à l'emploi (Berger et al [2002]). Néanmoins, le problème associé aux traités sortants réside dans le fait que l'on ne connaît pas parfaitement les populations au moment du tirage. En effet, les participants entrent d'une façon continue dans des programmes d'emploi et les ruptures des contrats en cours sont assez fréquentes.

Nos traités sont entrés tout au long de la période 1997-1999 et sont tous sortis fin 1999. Nous définissons la contrainte de séparation de ces populations par cohortes d'entrants/ sortants. En effet, le dépassement de ces problèmes posés par le fait générateur qu'il soit de type entrant ou sortant réside dans la différenciation des populations afin de sélectionner les traités qui sont entrés à un même moment (cohortes d'entrants) et sortis à un même moment (cohortes de sortants). Ainsi, on parle d'un système de suivi par cohortes d'entrants/sortants dans l'évaluation. Cette contrainte de séparation par cohortes d'entrants sortant est à appliquer de même à la population des non traités. Nous déterminons les cohortes de bénéficiaires / contrôle conformément à la contrainte de la section 4.2.2 a) : adéquation entre période d'entrée/non entrée resp. des traités et des non traités.

Cette contrainte de séparation par cohortes d'entrants-sortants nous permet d'isoler une dimension de passage dans les programmes. Pour tous les demandeurs d'emploi d'une même cohorte, le temps passé dans le traitement est le même. Il s'agit un élément important pris en considération. La durée passée dans les programmes constitue un élément probablement corrélé avec la variable de résultat. Dans la section 4.3.1 b), nous poussons l'analyse en considérant la durée effective de passage dans les traitements et non celle renseignée dans les conventions de recrutement.

En pratique, nous déterminons les cohortes d'entrants en définissant la contrainte de séparation des traités par dates d'entrée (Tabx. 4.3 et 4.4 resp. pour les traitements CIE et CES). Ensuite, nous déterminons les cohortes de sorties (Tab. 4.5 pour le dispositif CES). Distinguons nous enfin les cohortes définissant chaque fois les mêmes dates d'entrée et de sortie pour tous les individus (traités les plus conséquentes en termes d'effectifs).

Tab. 4.3 : Cohortes d'entrants au CIE

Mois	Nov	Janv	Fév	Mars	Avr	Mai	Juin	Juill	Août	Sept	Oct	Nov	Déc
Année	1996	1997											
Effectif	1	9	5	3	8	14	12	19	33	239	367	299	220

Mois	Janv	Fév	Mars	Avr	Juin	Juill	Août	Sept	Oct	Nov	Déc	Janv
Année	1998											1999
Effectif	3	3	2	2	3	2	2	33	59	54	227	2

Tab. 4.4 : Cohortes d'entrants au CES

	Janv	Fév	Mars	Avr	Mai	Juin	Juill	Août	Sept	Oct	Nov	Déc	Total
1996	5	2	0	1	4	3	1	17	9	30	80	45	197
<b>1997</b>	14	3	7	12	9	13	6	21	17	<b>127</b>	<b>243</b>	<b>182</b>	654
<b>1998</b>	42	6	13	18	20	31	23	7	22	<b>94</b>	<b>184</b>	<b>133</b>	593
<b>1999</b>	69	14	29	<b>88</b>	<b>113</b>	<b>111</b>		4	13	10	5	2	458
2000									1				1
2001							1						1

Tab. 4.5 : Cohortes de sortants du CES

	1998	1999	2000	2001	2002
Janvier		1	2	1	1
Février			2		
Mars			2		
Avril		1	1		
Mai		1	3		1
Juin		6	1		
Juillet		1		1	
Août	2				
Septembre	1	3			
Octobre		<b>588</b>	2		1
Novembre		<b>643</b>			1
Décembre	1	<b>439</b>	3		
Total	4	<b>683</b>	16	2	4

Source : Panel des bénéficiaires – DARES  
Taille de l'échantillon CES : 1709 ; CIE = 1423

## 4.3 Différenciation de l'échantillon final

### 4.3.1 L'échantillon des traités : les périmètres possibles

#### a) Doit-on éliminer les bénéficiaires du CQ ?

La question qui se pose dans cette section est celle de savoir s'il est intéressant de prendre en considération le dispositif CQ dans notre évaluation multitraitements ou s'il vaut mieux l'exclure.

D'une façon générale, afin de mieux maîtriser les biais de sélection à l'entrée des mesures et de réaliser des comparaisons très fines entre celles-ci, nous préférons évaluer simultanément des mesures relativement très proches en termes de critères d'éligibilité, même si elles font partie de catégories différentes.

Dans notre cas, le CQ est un programme qui vise exclusivement un public jeune alors que le CES ou le CIE, par exemple, sont des dispositifs « généraux » (adultes + jeunes). Le CA (Contrat Apprentissage) constitue un exemple de mesure très proche du CQ. La présentation des compara-

tifs des caractéristiques de ces programmes (deux à deux : CIE/CES, CQ/CA, etc.) dans ce sens n'est pas innocente (Annexe B, chap. 3). En outre, le groupe de contrôle tel qu'il a été construit dans le panel est celui de demandeurs d'emploi éligibles à un triplé de traitements (T1, T2, T3). Le CQ y constitue un élément prépondérant, quelle que soit la période d'entrée (P1, P2, P3) = (1997, 1998, 1999). En conséquence, notre question de garder ou d'exclure le CQ se traduit par la nécessité de conduire l'évaluation selon ce schéma de différenciation :

Tab. 4.6 : Répartition des traitements selon l'adéquation période d'entrée et âge

Et	1997	1998	1999
Si moins de 26 ans	T1 = CES T2 = CIE T3 = CQ	T1 = CES T2 = CIE T3 = CQ	T1 = CES T2 = SIFE T3 = CQ
Si 26 ans ou plus	T1 = CES T2 = CIE	T1 = CES T2 = CIE	T1 = CES T2 = SIFE

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Dans le Tab. 4.6, les participants au CQ ont moins de 26 ans alors que tous les autres bénéficiaires (autres dispositifs) sont homogènes en termes de condition d'éligibilité selon l'âge. Nous définissons la contrainte de différenciation des populations (traités/contrôle) selon certain(s) critère(s) d'éligibilité discriminant(s) notamment l'âge (dans notre cas). Ainsi, inclure le CQ revient à différencier les échantillons par âge : ceux ayant moins de 26 ans et ceux ayant 26 ans et plus. L'objectif est d'éviter qu'un non traité de plus de 26 ans soit apparié à un traité du CQ, et donc ayant moins de 26 ans. Ceci est d'autant plus vrai pour un matching sur les covariables que pour un appariement sur le score de propension. Nous pouvons enfin réaliser, dans un premier temps, un appariement *exact* sur l'âge et un matching, dans un second temps, sur le (les  $N$ ) plus proche(s) voisins basé sur le score de propension (solution plus pratique). Il s'agit d'une transformation pratique de notre contrainte de séparation par âge selon les méthodes d'appariement.

Par ailleurs, il s'avère important de formuler deux hypothèses selon le type d'évaluation à conduire : *i*) Si l'on se trouvait dans une optique d'évaluation de l'efficacité relative d'un traitement (par rapport à un autre), il est préférable alors d'évaluer le CQ et le CA, le CES et le CIE. En conséquence, le CQ est à écarter de l'analyse comme le CA ne fait pas partie des traitements de réf. (Section 4.2.1). La recherche de l'efficacité relative du CES par rapport CIE fera l'objet de la section 6.10.

*ii*) Si l'on se limitait à la comparaison des devenir des participants à une seule et même référence, la situation initiale de chômage des non traités, on pourrait mener notre évaluation selon le schéma de différenciation présenté (Tab. 4.6). Autrement dit, sans chercher à distinguer les dispositifs deux à deux (1<sup>ère</sup> optique).

Enfin dans l'enquête, l'âge des traités/contrôle constitue la première information sollicitée par l'enquêteur. Elle sert de question-filtre. Une question particulière, par exemple, peut être suivie de plusieurs sur un même thème si l'individu a plus de 26 ans. En revanche, s'il a moins de 26 ans, celle-ci s'arrête au stade de la réponse et l'enquêteur passe à un autre module. Plus spécifiquement, nous constatons que certaines variables notamment de résultat ne sont pas exactement les mêmes à travers ces deux dernières populations. En effet, certaines variables ne sont valables que pour la première catégorie (moins de 26 ans) alors que d'autres le sont pour la deuxième (plus de 26 ans). Ceci ne peut qu'appuyer la solution que nous privilégions, et qui consiste à différencier les populations (bénéficiaires/témoins) selon l'âge.

***b) Nécessité de distinguer les dispositifs selon le type de contrat d'embauche et la durée effective (durée prévue vs. durée effective)***

L'évaluation statistique, lorsqu'il s'agit de plusieurs traitements, doit être menée avec précaution. Souvent, l'on se heurte à deux difficultés spécifiques concernant les contrats aidés, négligées, dans la pratique, par les analystes :

***Premièrement, l'hétérogénéité des types de contrats d'embauche***

Il importe de noter qu'au-delà du fait que le type de contrat d'embauche dans un traitement ( $X$ ) peut être différent de celui d'un traitement ( $Y$ ), il diffère aussi pour un même traitement. Dans le cas du CIE, par exemple, nous distinguons trois types de contrats.

D'après les données du panel et selon les périodes d'entrée en CIE, les bénéficiaires, en 1997, se répartissaient entre 66% en CDI et 34% en CDD long, alors que ceux de 1998 (CDD court) n'étaient que de 192. La taille totale des bénéficiaires du CIE est 1231 individus. Le problème ainsi posé, il est préférable pour l'évaluation à conduire, de distinguer le CIE en définissant les CIE/CDD longs, les CIE/CDI et les CIE/CDD courts comme des états distincts. Il s'agit de la contrainte de séparation des traités que nous définissons par type de contrat effectué (Tab. 4.7).

Le CES, quant à lui, est un CDD (secteur non marchand) de 3 à 12 mois reconductibles jusqu'à concurrence de 3 années. Le SIFE enfin n'est pas un contrat de travail mais un stage de formation d'une centaine d'heures pour les plus courts, à environ 700 heures pour les plus longs. Plus spécifiquement, dans le cas des CES, la possibilité de renouveler les conventions chez le même employeur constitue un autre phénomène qu'il convient de prendre en considération dans l'évaluation (voir *c*). En effet, il est préférable de distinguer les CES en définissant ceux qui n'ont pas été reconduits de ceux qui l'ont été. Il s'agit d'un phénomène assez fréquent dans la base de données étudiée qui complique le problème d'évaluation.

Dans le cas du SIFE, il est préférable, aussi, de s'investir dans une différenciation de ces contrats de formation en termes de durée (court / long). Soulignons que nos bénéficiaires disposent de contrats assez atypiques. La durée de passage en mois varie entre 3 et 6 mois alors que la

majorité des contrats SIFE effectués en 1999 sont plus courts ou plus longs (de Palmas, Zamora [2004]). Pouvons-nous distinguer la durée effective des contrats SIFE notamment en heures qui peut s'avérer une nécessité.

Tab. 4.7 : Répartition des bénéficiaires par type de contrat d'embauche et date d'entrée

Dispositif	Echantillon 1997			Echantillon 1998			Echantillon 1999		
	Type du contrat à l'embauche	Effectif	Fréq.	Type du contrat à l'embauche	Effectif	Fréq.	Type du contrat à l'embauche	Effectif	Fréq.
<b>CIE</b>	-	-	-	<b>CDD court</b>	193	100%	-	-	-
	<b>CDD long</b>	417	34%	-	-	-	-	-	-
	<b>CDI</b>	813	66%	-	-	-	-	-	-
Total CIE		1230	100%		193	100%	-	-	-
<b>CES</b>	<b>CDD</b>	584	100%	<b>CDD</b>	621	100%	<b>CDD</b>	554	100%
Total CES		584			621			554	
<b>SIFE</b>	-	-	-	-	-	-	<b>Stage de formation</b>	1488	100%
Total SIFE		-	-		-	-		1488	100%

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

### *Deuxièmement, l'hétérogénéité des durées de passage*

Evoquons tout d'abord la durée effective et non la durée prévue. Plus spécifiquement, dans l'évaluation de la DARES, les auteurs n'ont pas pris en compte, pour tous les programmes, leur durée effective. Ensuite, ces différents traitements, naturellement, peuvent être de durée très variable. Cette variabilité de durée est à constater au sein d'un même traitement ; au-delà des différents types de contrats constatés (voir premièrement) : CIE / CDD, CIE / CDI, CES / CDD, SIFE / Stage, etc.

Nous définissons la contrainte de séparation des traités selon les durées effectives de leurs contrats. En effet, il est plus pertinent de distinguer la durée effective de la durée prévue. Dans la section 4.2.2 b), rappelons que nous avons opéré la différenciation de l'échantillon final selon des cohortes d'entrants/sortants (donc une même durée de passage au sein de chaque cohorte). Or, la durée fournie dans les données du panel est la celle basée sur les conventions de recrutement (durée prévue). Les ruptures des contrats sont assez fréquentes. En se basant sur la durée effective, nous pouvons non seulement distinguer ce dernier phénomène mais aussi déterminer les renouvellements chez un même employeur (la durée effective dépasse celle prévue). Enfin, le fait que la durée n'est pas définie (le contrat est un CDI, cas des CIE/CDI) constitue l'objet du point suivant. Le CIE est généralement un CDD (secteur marchand). Sa durée est fixée à 2 ans, et moins fréquemment à 1 an. En revanche, si la durée de l'aide que perçoit l'employeur pendant la durée du contrat est figée, le CIE est plus communément un CDI.

**Troisièmement : élimination des CIE/CDI à la suite de ces deux dernières contraintes**

Le problème posé ainsi permet de distinguer plusieurs types de contrat avec différentes durées **effectives** de passage. Néanmoins, le cas de conventions de recrutement en CDI des CIE constitue un cas atypique dans notre évaluation. La durée effective des CIE est indéfinie et le type de contrat est particulier. Certes, nous pouvons évaluer les CIE/CDI à un même et seul état de référence : situation initiale de chômage de groupe témoin. Néanmoins, nous préférons les éliminer. La situation des bénéficiaires de ce traitement est sans appel : maintien par l'employeur dans l'entreprise où s'est déroulé le dispositif (Tab. 4.8).

Tab. 4.8 : Transitions CIE/CDI  
(en % par situation observée et par date de vagues d'enquêtes)

	1 <sup>ère</sup> trans.	v. 2002	v. 2003
Emploi régulier	76	74	74
Emploi aidé*	8	2	2
Formation ou études	0	1	0
Chômage	11	15	15
Inactivité	4	9	9

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : la somme en colonne fait 100%

(\*) Emploi aidé autre que le CIE (CES, CEC, CQ, CA, CO, CEJ, Apprentissage et autres).

**c) Nécessité de distinguer les traitements selon leur enchaînement**

Notre raisonnement qui se base sur les durées effectives des contrats aidés est une démarche intéressante. Il permet de distinguer les contrats courts des contrats longs : un CES court et un CES long étant des CDD. En revanche, il est difficile de savoir s'il s'agit d'un renouvellement de la convention (cas des CES), d'un maintien chez l'employeur (cas des CIE), d'un repassage dans l'un ou l'autre de ces deux programmes chez un employeur différent voire une récurrence d'emploi aidé, etc. Toutes ces situations sont fréquentes dans nos données de panel.

L'objectif de cette section consiste à distinguer les successions d'emplois aidés. En effet, il est à craindre que la mesure de l'efficacité des contrats aidés du secteur non marchand (CES) souffre d'une approche à court terme, qui ignore des enchaînements longs, mais en somme bénéfiques. Cette succession d'emplois aidés peuvent permettre, par exemple, à certains demandeurs d'emploi très peu qualifiés, d'accéder à un emploi régulier après s'être trouvés initialement dans un emploi aidé du secteur non marchand et par la suite dans un emploi aidé du secteur marchand, et ainsi de suite (Fougère [2007]).

Nous proposons enfin (chapitre 6) une méthode d'évaluation appropriée à ces situations. Lechner et Wiehler [2007], par exemple, proposent une stratégie d'estimation permettant de prendre en considération les effets de plusieurs dispositifs différents et successifs.

Tab. 4.9 : Répartition des bénéficiaires selon l'enchaînement des dispositifs effectués auparavant

	CES	CIE	SIFE
<b>Passages multiples dans le même dispositif :</b>			
2 passages, le 1 <sup>er</sup> est la référence	8,24	0,91	1,25
2 passages, le 2 <sup>ème</sup> est la référence	1,99		
3 passages, le 1 <sup>er</sup> est la référence	0,26		0,33
3 passages, le 2 <sup>ème</sup> est la référence	0,05		0,07
3 passages, le 3 <sup>ème</sup> est la référence	0,37		
<b>Passages croisés :</b>			
Un (ou plusieurs) CES avant un CIE (à évaluer)	0,05		
Un (ou plusieurs) CIE avant un CES (à évaluer)	0,42		0,33
Divers autres passages croisés entre SIFE, CES et CIE			
1 seul passage	74,65	98,17	96,04
Total	100%		

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

#### 4.3.2 L'échantillon de contrôle : les périmètres possibles

##### a) Différenciation des témoins selon qu'ils ont effectué un contrat aidé ou non auparavant

Les témoins sont des demandeurs d'emploi possédant des caractéristiques comparables aux bénéficiaires, n'étant toutefois pas entrés dans les traitements de réf. au moment où les bénéficiaires ont été admis. Ils étaient tous au chômage en périodes de référence (P1, P2, P3).

En revanche, ceci ne signifie pas obligatoirement qu'ils n'ont pas participé auparavant à un contrat aidé. Dans ce que suit, nous déterminerons leur répartition selon le fait qu'ils ont effectué ou non un ou plusieurs dispositifs de la politique active de l'emploi.

Tab. 4.10 : Répartition des témoins en % par type(s) de contrat(s) aidé(s) effectué(s) avant la date d'entrée

Type de dispositif effectué	Fréq.
Contrat emploi consolidé (CEC)	0,29
Contrat d'adaptation (CA)	0,14
Contrat d'orientation (CO)	0,09
Contrat initiative emploi (CIE), contrat de retour à l'emploi (CRE)	4,81
Contrat emploi solidarité (CES), contrat emploi ville (CEV)	20,64
Apprentissage, contrat de qualification (CQ)	4,79
Contrat emplois-jeunes (CEJ)	0,12

Stage d'insertion à la vie professionnelle (SIVP)	1,47
Stage de formation (16-25, AIF, SIFE, FNE-cadres...)	3,60
Travaux d'utilité collective (TUC)	0,72
Aide aux chômeurs créateurs d'entreprise (ACCRE)	0,06
Autre	2,25
Ensemble des témoins / tout type de dispositif effectué confondu	34,74
Ensemble des témoins (N = 3 469)	100%

Dans le Tab. 4.10, le total des fréquences n'est pas égal à la proportion des témoins, tout type de contrat aidé effectué, confondu à cause du phénomène de cumul des dispositifs effectués par un même témoin. En outre, nous ne pouvons pas distinguer entre un CES et un CEV, un CIE et un CRE, et un CA ou un CQ ; le CES, le CIE et le CQ sont les traitements à évaluer (outre SIFE). La distinction entre ces dispositifs fera l'objet du point suivant.

Dans ce que suit, Il est plus pertinent, de déterminer la répartition des témoins selon le *nombre* de contrats aidés effectués auparavant. Isoler en particulier la catégorie "0 dispositif avant" est propice à l'évaluation de l'effet net des traitements de référence en la comparons à celle correspondant au sein de la population des traités.

Tab. 4.11 : Répartition des témoins en % par nombre de dispositifs effectués auparavant

Nombre de dispositifs	Fréquence
0	65,23
1	30,79
2	3,78
3	0,17
4 et +	0,03
Total des témoins ayant effectué un ou plusieurs dispositifs avant la date d'entrée	34,74
Ensemble des témoins (N= 3 469)	100%

Source : Tabx. 4.10 et 4.11 Panel des bénéficiaires – DARES

**b) Différenciation selon le(s) type(s) de dispositif(s) de référence**

Dans le panel, la règle dans la sélection des témoins est que si un de ces derniers a effectué l'ensemble des T1, T2 et T3 (voir Tab. 4.1), il est considéré comme étant hors cible et le questionnaire, pour lui, s'arrête à ce stade.

Dans un premier temps, nous dressons la répartition de ces éligibles "particuliers" selon la définition prise en compte dans le panel (Tab. 4.12). En effet, après avoir constitué les échantillons témoins parmi les personnes inscrites à l'ANPE en 1997, en 1998 et mi-1999, la première question qui leur a été posée à la date de la 1<sup>ère</sup> vague d'enquête consiste à savoir s'ils ont effectué ou non



un T1, un T2 ou un T3, et si oui lesquels. Cette règle est générale. Comme nous l'avons compris, elle porte sur la totalité de la période 1997-1999. Dans un second temps, donc nous différencions la population des témoins par date d'entrée et selon cet aspect "avoir participé avant la date d'entrée de référence des bénéficiaires aux dispositifs de référence" (Tab. 4.13).

Tab. 4.12 : Répartition des témoins selon les dispositifs de référence effectués auparavant

Type de dispositif	Effectif	Pourcentage
Le T1 et le T2	17	0,49%
Le T1 et le T3	16	0,46%
Le T2 et le T3	4	0,12%
Le T1	780	22,55%
Le T2	95	2,75%
Le T3	65	1,88%
Le T1, T2 et le T3	0	0,00%
Total des témoins ayant effectué un ou plusieurs dispositifs de référence	982	28,35%
Total des témoins n'étant passés par aucun de ces dispositifs	2482	71,75%
<b>TOTAL</b>	<b>3459</b>	<b>100%</b>

Tab. 4.13 : Répartition des témoins selon le(s) type(s) des dispositifs effectués auparavant (par effectif et par date d'entrée)

	1997	1998	1999
Ensemble des témoins	2017	699	743
Effectif des témoins ayant effectué :			
un CES	488	141	151
un CES et un CIE	8	4	5
un CES et un CQ	11	2	3
un CIE	42	18	35
un CIE et un CQ	1	3	0
un CQ	37	19	9
aucun	1430	512	540

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

En conséquence, nous constituons plusieurs sous-échantillons de comparaison selon la contrainte d'adéquation avec la date d'entrée de référence des bénéficiaires et celle des témoins (contraintes Section 4.2.2) et selon l'aspect précité. Nous montrons que les témoins ayant effectué un ou deux des programmes à évaluer sont nombreux, ils représentent 28% de la population totale. L'objectif est d'utiliser l'échantillon de contrôle adéquat à chaque traitement.

**c) Répartition des témoins qui sont passés par un ou plusieurs traitements de référence à la suite de l'entrée des bénéficiaires**

Nous réalisons maintenant la différenciation des groupes témoins selon le fait que ces derniers ont effectué ou non un ou plusieurs des dispositifs de référence juste après la date de participation des bénéficiaires (Tab. 4.14). Ce choix de date n'est pas innocent (voir Section 4.4). Notons d'abord que les témoins sélectionnés initialement pour réaliser une évaluation des programmes étudiés peuvent eux aussi y participer. La question qui se pose est celle de savoir si nous avons à les éliminer.

Distinguer la catégorie "0 dispositif de référence après" peut s'avérer idéal pour l'évaluation de l'effet net de ces programmes. En effet, les témoins en ne participant pas à ceux-ci, proposent un contrefactuel démunie de leur effet.

Notons enfin que nos témoins ont bénéficié de diverses mesures de la politique active de l'emploi (Tab. 4.10).

Tab. 4.14 : Répartition des témoins selon le fait qu'ils ont effectué ou non un ou plusieurs dispositifs de référence après

	1997	1998	1999
Ensemble des témoins	2017	699	743
Effectif des témoins ayant effectué :			
un CES	488	141	151
un CES et un CIE	8	4	5
un CES et un CQ	11	2	3
un CIE	42	18	35
un CIE et un CQ	1	3	0
un CQ	37	19	9
aucun	1430	512	540

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

## 4.4 Les contraintes après la sortie

### 4.4.1 Le choix du point fixe de comparaison

Le choix du point fixe de comparaison des trajectoires des traités par rapport aux non traités dans la démarche statistique de l'évaluation est une question cruciale. Il importe, pour apprécier les effets des traitements, de préciser à partir de quel moment nous considérons que la réinsertion des bénéficiaires débute (notre cas d'application).

Concernant l'interprétation de l'effet causal, il est déterminant de garder à l'esprit ce choix. Les deux points possibles de comparaison sont soit la date d'entrée des bénéficiaires dans le dispositif, soit la date de sortie. Habituellement, le choix retenu dans les évaluations précédentes est

celui de la sortie. Néanmoins, nous privilégions celui de la date d'entrée. Nous nous plaçons dans la continuité de travaux récents : l'effet du programme dès la participation (Gerfin et Lechner [2002], Sianesi [2004], etc.).

Cavaco et Fougère [2002], par exemple, ont examiné, dans leur travail d'évaluation du dispositif des "conventions de conversion" sur les durées de chômage des licenciés économiques, les résultats obtenus selon ces deux points possibles. Dans un premier exercice, ils considèrent que le début de la période de chômage pour les conventionnés est la date d'entrée en convention. Puis, dans un second exercice, que cette période est égale à la date effective d'entrée en chômage, après leur sortie du programme. Ils finissent par relativiser quelques résultats du premier exercice, compte tenu du second.

Plus particulièrement, les bénéfices de cette approche de mesure de l'effet d'un dispositif à sa date de commencement est d'abord de ne pas biaiser les comparaisons. En effet, on considère que l'état (en recherche d'emploi) d'un non bénéficiaire et l'état d'un participant au programme (en emploi aidé par exemple) relèvent d'un même état de recherche d'emploi. Pour le premier individu, à l'aide d'une prospection individuelle sur le marché du travail et pour le deuxième via le traitement. De ce fait, les individus ayant retrouvé un emploi dès leur sortie du programme ont, malgré tout, des durées de chômage positives (comme celle de passage dans celui-ci est incluse dans la durée de recherche d'emploi).

En termes d'évaluation, cela ne peut que relativiser les éventuels effets bénéfiques du traitement, et permet donc de ne pas en surestimer l'impact. Enfin, cela nous permet de tenir compte de l'effet *lock-in* que connaissent les participants aux contrats aidés. En revanche, il n'est pas possible de dissocier cet effet de celui du programme (notamment par la méthode d'appariement).

Ceci constitue une des limites de l'estimation par la méthode d'appariement liée au fait que l'on utilise le taux d'emploi, et non le taux de transition du chômage vers l'emploi comme variable de résultat. Le recours à un modèle de durée permet de dépasser cette limite. Plus particulièrement, nous répondons à cette question : « comment le traitement modifie-t-il la durée du chômage (resp. de l'emploi) d'un bénéficiaire ». Ceci implique que l'on estime les impacts sur des variables de résultat qui ne sont plus les *taux moyens* à différentes dates, mais deux *taux de transition distincts* : taux de transition du chômage vers l'emploi, ou celui de l'emploi vers le chômage. En conclusion, nous proposons la contrainte de comparaison des bénéficiaires/témoins dès la date de commencement des dispositifs à évaluer.

#### 4.4.2 La sélection des dates

Dans le panel, la collecte des situations après la sortie des individus s'est déroulée sur une période assez longue : de mars à juin 2002 pour la 1<sup>ère</sup> vague d'enquêtes et de mars à juillet 2003 pour celle de 2003 (resp. quatre et cinq mois). Concernant la vague de 2002, à titre d'exemple, nous avons pour chaque enquêté le mois où sa situation a été constatée. Or ces dates varient naturellement d'un individu à un autre. Dans cette section, nous cherchons à éviter les biais de comparaison de liés à l'hétérogénéité des dates de collecte. Nous devons imposer une date commune pour l'ensemble des traités / contrôle.

Par ailleurs, outre les transitions observées aux deux vagues d'enquêtes, nous avons le calendrier rétrospectif : situations relevées mois par mois. Néanmoins, certaines incohérences existent entre ces deux sources. Aussi, un problème de données manquantes les touche.

Nous retenons les transitions de juin 2002 et de juin 2003. Nous utilisons les informations du calendrier rétrospectif afin de remplir les situations manquantes. Ces deux variables ont été choisies parce qu'elles présentaient le moins de données manquantes et d'observations incohérentes vis-à-vis des observations du calendrier rétrospectif (parmi l'éventail des dates possibles : mars – juin, juillet). Il s'agit d'une confrontation variable par variable. Enfin, nous avons veillé à avoir un intervalle régulier entre ces deux dates : juin 2002 et 2003 sont les meilleures réalisations possibles. Nous construisons, selon cette même stratégie, les indicateurs d'efficacité communs des bénéficiaires et des témoins correspondant au sixième mois (court terme) et au 12<sup>ème</sup> mois (un an après la sortie). En conclusion, collecter des informations comporte une durée incompressible. Nous définissons la contrainte pratique de sélection d'une date commune.

#### 4.5 Conclusion : plusieurs sous-échantillons différenciés (finaux) afin d'atténuer efficacement les conséquences des biais de comparaison et de sélectivité

Dans ce chapitre, l'objectif premier était de se concentrer sur la construction de l'échantillon final sur lequel l'évaluation devrait rigoureusement porter. Plusieurs vérifications et délimitations selon un raisonnement statistique ont été menées. La plus importante consistait à se limiter aux types de traitements auxquels les témoins étaient éligibles mais non entrés, et ce, suivant les dates de non entrée de ces derniers (contrainte *adéquation dispositifs/ périodes*, Section 4.2). Notre échantillon final construit ( $N_ = 9\ 977$ ) s'est limité aux bénéficiaires des programmes suivants : CES, CIE, CQ et SIFE (collectif) entrés resp. en 1997, 1998 et 1999, alors que le fichier de données initial comportait autant d'échantillons distincts que de mesures (11 mesures, 45 000 personnes au total, hors l'échantillon témoins).

Cette première délimitation est le résultat de la combinaison de deux contraintes sur les échantillons des traités : i) *sélection des bénéficiaires uniquement sur la base des dispositifs auxquels les témoins sont éligibles et non entrés* (Section 4.2.1) et ii) *nécessité d'être en adéquation avec les périodes de non entrée de référence de ces derniers* (Section 4.2.2).

Le taux d'attrition que nous avons calculé s'avère important. Il s'élève à 55%. Néanmoins, les tailles des échantillons disponibles restent acceptables pour l'évaluation vu la répartition initiale conséquente.

Notre échantillon de contrôle est très particulier. Il s'agit de demandeurs d'emploi éligibles et non entrés à un triplé de dispositifs noté (X, Y, Z) en (P1, P2, P3) = (1997, 1998, 1999).

Nous avons insisté sur le fait que non seulement la notion de l'éligibilité du demandeur d'emploi non entré dans le traitement à évaluer était primordiale (définition 'usuelle' du témoin à prendre en considération) mais nous devons surtout nous limiter, parmi les bénéficiaires, à ceux dont les dates d'entrée coïncident avec celles de non entrée de réf. des témoins. Plus spécifiquement, nous sommes dans une optique d'évaluation de dispositifs où les demandeurs d'emploi entrent d'une façon continue dans le temps (contrairement à ceux à dates fixes).

La définition exhaustive du témoin à prendre en considération est alors un individu éligible et non entré au programme à évaluer au moment où les sujets traités y accèdent.

La nécessité de séparer ces populations de bénéficiaires/témoins par cohortes d'entrants-sortants a constitué notre troisième contrainte (Section 4.2.2 *b*).

Cette contrainte nous a permis d'isoler plusieurs populations où la durée de passage **effective** est la même. Pour chacune des cohortes, les dates d'entrées et de sortie sont les mêmes. Ces éléments (durée effective, conjoncture au moment de l'entrée et de la sortie) présentent une finesse dans notre évaluation. Rappelons que le fait générateur est celui de bénéficiaires sortants (fin 1999).

Nous avons discuté la question de la situation contrefactuelle. Certains de nos témoins sont entrés dans un dispositif de politique d'emploi, soit dans les mois ayant suivi les périodes d'entrée de référence, soit au cours des années précédentes. Plusieurs de ces dispositifs coïncident avec ceux que nous cherchons à évaluer. Nous avons différencié notre échantillon de contrôle en plusieurs sous-groupes selon ces éventuels passages (Section 4.3.2).

De plus, certains de nos bénéficiaires ont, eux aussi, participé à un programme d'aide à l'emploi avant l'entrée dont celui qui nous intéresse. D'autres ont connu une récurrence d'emplois aidés.

Après avoir examiné les diverses possibilités : exclure les traités (resp. non traités) ayant occupé un emploi aidé auparavant (resp. après), nous avons préféré garder tous les sujets.

Dans un premier temps, cette configuration est importante afin de ne pas modifier la structure de la population étudiée en éliminant les non traités les plus comparables aux traités, mais surtout de modéliser le comportement de participation conformément à cette hétérogénéité.

Dans un second temps, utiliser la sous-population des non traités la plus adéquate à celle des traités est crucial afin de "comparer le comparable". Ces différents schémas conduiront à des évaluations intéressantes (Chap. 6). Comment prendre en compte le phénomène d'enchaînement des contrats aidés chez un même traité ? Quel est l'effet net d'un traitement ?, etc.

Nous avons poussé l'analyse chez les bénéficiaires, en distinguant les dispositifs selon l'hétérogénéité des types de contrat (CDI, CDD) et selon la variabilité des durées **effectives** de passage. D'après les données du panel et selon les périodes d'entrée, le contrat à l'embauche en CIE, en 1997, par exemple, était de deux sortes : CDD long et CDI. En 1998, il était uniquement de type CDD court (4 à 6 mois). En conséquence, nous avons divers traitement à évaluer (CIE, CES et SIFE) qui correspondent à des états différents.

Enfin, nous avons établi les contraintes pratiques pour l'évaluation. Nous nous intéressons à l'impact du traitement à partir de sa date de commencement. Ainsi, nous nous plaçons dans la continuité d'une littérature récente qui cherche à examiner les devenirs des traités/contrôle à partir d'un point fixe de comparaison d'entrée (et non de sortie).

Pour la construction des variables de résultat, nous avons insisté sur la nécessité de se baser sur une date commune pour l'ensemble des sujets, étant donné que la collecte des données enregistre une durée incompressible lors de chaque vague d'enquêtes (3 mois dans notre cas).

## 4.6 Annexes (résumé)

Dans les Annexes A et B de ce chapitre, nous avons retracé les différentes étapes de reconstitution des dates d'entrées et de sorties des différents épisodes de passage par les dispositifs de référence lorsqu'ils existent.

De plus, nous avons insisté sur différentes autres contraintes à appliquer sur la population des bénéficiaires : faux bénéficiaires, bénéficiaires hors périodes de références, etc.

Nous nous sommes appuyés sur les exemples les plus frappants des fichiers du panel. Enfin, nous avons mis en lumière les différents traitements en terme de nettoyage du fichier : fusion des sous-épisodes distants de moins de 30 jours, suppression des dates contradictoires, etc.

En effet, la méthode de construction des variables de traitement s'est avérée très efficace ; elle nous a permis, en passant par la reconstitution des dates d'entrée et de sortie, de distinguer les sorties précoces (resp. entrée), les censures à droite, les renouvellements de convention, le maintien chez l'employeur, ainsi que d'opérer plusieurs modifications sur certaines variables de la situation antérieure sur le marché du travail : ancienneté au chômage, situation juste avant, etc.

Plus spécifiquement, définir le traitement à partir de l'information sur les transitions des bénéficiaires sur le marché du travail a présenté des avantages multiples. D'une part, ces variables de transitions (93 variables ce qui correspond à 93 mois : un calendrier exhaustif pour tous les individus avant, pendant et après le passage par les dispositifs à évaluer) sont les plus précisément renseignées dans le panel. En conséquence, nous avons une rigueur dans l'identification de la situation de participation. D'autre part, ceci nous permet d'identifier avec précision les dates d'entrée et de sortie de référence des différents dispositifs. Rappelons que ces dates telles qu'elles ont été enregistrées dans le panel souffrent de plusieurs problèmes : données manquantes et incohérentes et format non harmonisé.

Dans l'annexe C, nous avons traité des problèmes économétriques liés à la période d'observation : censure à gauche et censure à droite. Le problème d'attrition, nous l'avons traité dans la section 3.2 du chap. 3.

Enfin, dans l'Annexe D, nous avons présenté les cohortes d'entrants/sortants des participants entrant dans les dispositifs étudiés.

## 4.7 Annexe A : construction des variables de traitement à partir de la reconstitution des dates d'entrée et de sortie

La reconstitution rigoureuse des différentes dates d'entrée et de sortie des bénéficiaires et témoins de leur dispositif de réf. permet la construction correcte des variables de traitement<sup>28</sup>.

### 4.7.1 Définitions et méthode à retenir pour la reconstitution

#### a) Définition d'un épisode de passage par le traitement :

Un épisode de passage est défini à partir des dates d'entrée et de sortie des bénéficiaires / témoins de leur dispositif de référence. Toutes les observations (associées à un même épisode), selon le format longitudinal du fichier de données, doivent comporter la même date d'entrée et la même date de sortie.

Par ailleurs, un même individu peut avoir des épisodes de passage multiples dans le sens qu'il a pu : (i) déjà participer au dispositif de réf., et ce, avant la période d'entrée qui nous intéresse (son épisode de passage de réf.) ; (ii) repasser une nouvelle fois après sa sortie de référence. Au-delà de l'épisode de référence, le cas où l'individu cumule ses deux dernières situations est aussi envisageable.

#### b) Méthode :

Un même individu peut avoir des dates d'entrée et de sortie multiples que nous nous devons alors de distinguer lorsqu'elles existent.

Après avoir transformé les différentes bases de données en format long, nous les déclarons en « *survival-time data* » (commande *stset* sous Stata). Puis, en nous basant sur l'ensemble des variables décrivant les différentes situations (variables de transition) observées mois par mois, nous déterminons les dates d'entrée et de sortie d'une manière exhaustive (toujours à l'aide de la commande *stset*).

Cette démarche nous permet de vérifier, d'une part, les dates déjà indiquées dans le panel, et d'autre part, de combler le sérieux problème de données manquantes qui les touche. Ainsi, nous pouvons compléter le mois *et/ou* l'année (entrée / sortie) lorsqu'ils sont manquants.

Par exemple, dans le fichier CES, les 196 dates (mois et années des variables dates d'entrée et de sortie) sont manquantes et il est donc impossible de les compléter sans cette méthode. Toujours chez les CES, nous pensons aussi que la date de sortie du premier bénéficiaire a été attribuée au quatrième bénéficiaire et ainsi de suite. Enfin, chez les SIFE, le mois d'entrée ne coïncide pas avec la date de début du SIFE ou encore le trimestre d'entrée.

---

<sup>28</sup> Voir section 4.2.2 a) pour les problèmes rencontrés de ces variables.



La transformation des fichiers de données en format long nécessite par ailleurs l'absence de doublons, *i.e.* l'identifiant de chaque participant à l'enquête est unique (variable « *ident* »). Dans ce nouveau format de base de données 'plus simple', appelé encore "individus-mois", les observations sont rangées en ligne. Chaque individu possède plusieurs lignes. Le nombre de ligne par individu est égal au nombre de mois de déroulement de l'étude. En colonne, nous trouvons les variables variant ou non dans le temps : *time-varying covariates* & *time non varying covariates*. Lorsque les variables ne varient pas dans le temps (par exemple, sexe, âge, etc.), les observations de celles-ci sont répétées autant de fois que le nombre de ligne pour chaque individu. Le remplissage des données manquantes des *time non varying covariates* est en conséquence plus aisé que celui pour les *time-varying covariates* (par exemple, les transitions réalisées sur le marché du travail,...). La variable « *ident* » est importante parce qu'elle permet d'être sûr que l'appariement des différentes lignes par individu et suivant les vagues d'enquêtes est réussi. Nous rencontrons un sérieux problème de doublons dans le fichier CES (516 identifiants non uniques parmi les 1905 traités) et CIE (4 parmi 1423). Nous vérifions les doublons en termes de ligne. Nos doublons sont dûs à cause des fautes de saisi et non des lignes qui se répètent identiquement. Nous attribuons un nouveau identifiant correspond au numéro de la ligne (variable *\_n* de Stata) pour chaque traité du CIE et CES.

#### **b.1) Définition de la date d'entrée :**

Nous considérons qu'un traité se trouvant en programme de politique d'emploi (son dispositif de réf.) lorsque la valeur prise par sa variable de transition sur le marché du travail renvoie au seul code de son traitement de réf.

En conséquence, sa date d'entrée est déterminée comme étant celle à laquelle la valeur de ce code est observée pour la première fois. Pour autant, ceci ne veut pas dire qu'il s'agit de son épisode de passage de réf. Plusieurs épisodes peuvent exister, et sa variable de traitement prendra la valeur « 1 » (bénéficiaire) uniquement lorsqu'il s'agit de l'épisode recherché en adéquation avec à celle de non entrée des témoins (section 4.2.2), 0 sinon.

#### **b.2) Définition de la date de sortie :**

Nous considérons qu'un individu est sorti du traitement de référence lorsque le code de sa variable de transition sur le marché du travail renvoie aux cas suivants : « 1 » emploi ; « 3 » emploi aidé hors dispositif de référence ; « 4 » formation ; « 5 » chômage ; « 6 » études ; « 7 » inactivité.

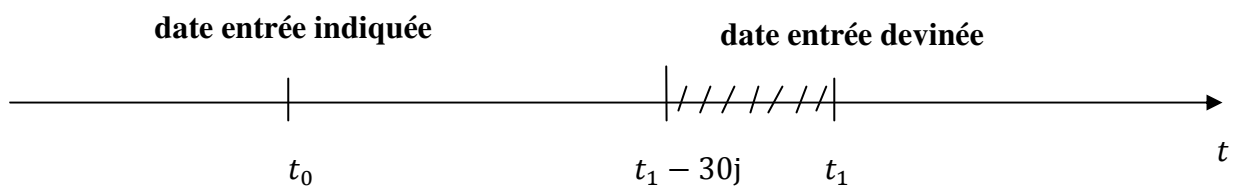
Sa date de sortie est comme étant celle à laquelle le code de ce traitement de réf. (valeur 2, dans ce cas) est observé pour la dernière fois, *i.e.* juste avant que la variable de transition reprenne de nouveau les valeurs mentionnées plus haut.

**c) Nettoyage du fichier (fusion des sous-épisodes distants de moins de 30 jours, incohérences,...)**

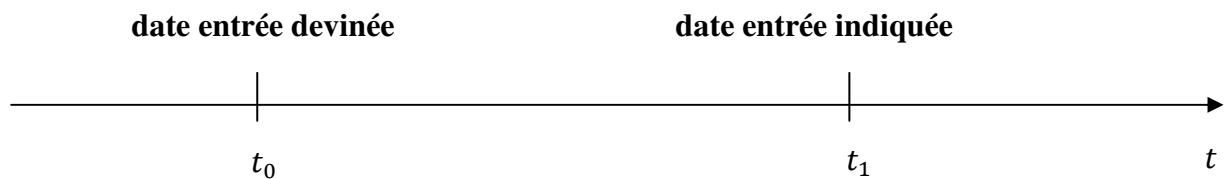
Afin d'éviter de considérer comme des passages distincts les épisodes de participation résultant d'une incohérence entre les codes saisis au sein des variables de transition, nous fusionnons les sous-épisodes distant de moins de 30 jours.

Par ailleurs, lorsque les dates d'entrée et de sortie renseignées par les variables du panel ne coïncident pas avec celles que nous avons déterminées, nous recourons à l'arbitrage selon les règles logiques suivantes (ci-dessous). Enfin, nous supprimons l'ensemble des épisodes pour lesquels les dates de début et de fin se révèlent incohérentes, par exemple, lorsque la date de début de la seconde formation est antérieure à la date de fin de la première // 1 cas chez les SIFE//.

Deux cas de figure sont à distinguer selon que les dates d'entrée devinées sont postérieures ou non aux dates indiquées.



- Si  $t_1 - t_0 < 30$  jours : la date d'entrée devinée est celle de référence. En outre, nous sommes sûrs que cette différence ne cache pas un passage antérieur.



- Si  $t_1 - t_0 < 30$  jours : la date d'entrée de référence est celle devinée.
- Toutefois, si  $t_1 - t_0$  est largement supérieur à 30 jours d'éventuels passages antérieurs sont à rechercher

Analogiquement, nous avons mené un raisonnement afin d'arbitrer entre les dates de sortie indiquées et celles déterminées (par nous-mêmes).

## 4.8 Annexe B : les restrictions résultantes

### 4.8.1 Détermination des premiers épisodes de passage

Cette première opération nous permet d'opérer deux principales restrictions sur la population des traités :

1. *Éliminer les « faux participants ».* En effet, les échantillons des bénéficiaires du panel sont par construction exclusivement constitués d'individus entrés dans les programmes que l'on cherche à évaluer. Toutefois, le fait de se baser sur les variables de transition afin de déterminer les dates d'entrée et de sortie exhaustives (mois + année) a permis de détecter qu'une infime partie ne rentrait pas réellement dans ce cas. Concernant le fichier SIFE, par exemple, nous avons été conduits à éliminer 6 demandeurs d'emploi (resp. 2 du CIE) ; et ce quelque soit l'explication que nous pouvons avancer : oubli de saisi de la date de participation, faute de frappe, etc. Nous ne pouvons différencier ces traités selon les échantillons auxquels ils doivent appartenir : période à comparer (Section 4.2.2). Nous ne connaissons pas leur date d'entrée. Enfin, le CES ne contient pas de faux bénéficiaires.
2. *Éliminer les traités qui ne sont passés par le dispositif qu'à une date largement postérieure à la période de référence* (des retardataires). Par exemple, dans le cas du fichier SIFE et malgré que le questionnaire stipule que les bénéficiaires soient tous entrés au cours de l'année 1999, nous avons dû en éliminer 4. Ceux-ci ne sont entrés réellement qu'entre 2000 et 2001. De même, dans le cas du CES et du CIE, nous avons éliminé resp. 3 et 2 individus (entrés resp. entre 2000 et 2002 et en 1999).

1<sup>ère</sup> conclusion : à la suite de ces deux dernières délimitations, la taille des échantillons a été réduite resp. à 1505 bénéficiaires dans le cadre du SIFE au lieu de 1515, à 1902 dans le cas du CES (au lieu de 1905) et à 1419 dans le cas du CIE (au lieu de 1423).

Il s'agit à présent de distinguer deux groupes particuliers de traités :

- *Des bénéficiaires dont les épisodes de passage se trouvent à une date antérieure aux périodes de référence.* Il ne s'agit pas forcément de la censure à gauche mais d'un plus grand nombre de participants ayant auparavant profité des dispositifs de réf. : 12% de l'échantillon CES (224 individus passés entre déc 95 et déc 96) ; 20 individus passés entre 1995 et 1998 dans le cas du SIFE et 1 individu passé en 1996 dans le cadre du CIE.

Ceci ne signifie pas non plus qu'il faille les écarter de l'évaluation ; il faut tout simplement leur chercher d'éventuelles autres dates de passage (dates appartenant à la période de référence).

- Les groupes de bénéficiaires dont les observations sont censurées à droite.

La date d'entrée est connue, celle de sortie pas nécessairement ; enfin seules certaines activités sont renseignées – rappelons que le choix de point fixe de comparaison est celui de la date d'entrée. Nous traitons ce problème de données quasi-manquantes comme de la censure à droite. En effet, il s'agit de traités ayant un seul passage ; toutefois on ne connaît que partiellement leur devenir depuis l'entrée en programme de politique d'emploi. Nous les prenons en compte dans l'évaluation. 5 demandeurs d'emploi dans le cas du SIFE (\_N = 1505 individus) ; 9 dans le cas du CES (\_N = 1902) et 2 pour le CIE (\_N = 1419).

2<sup>ème</sup> conclusion : Dans le panel, à la suite de la distinction de ces demandeurs d'emploi particuliers (ayant profité des traitements de réf. avant les périodes auxquelles nous nous intéressons et ceux dont les parcours ne sont pas entièrement renseignés), les tailles des échantillons des traités reste inchangée.

Tableau B1.1 : Flux d'entrée en SIFE (premier passage)

Mois	Déc	Mai	Juin	Août	Oct	Nov	Déc	Jan	Fév	Mars	Avr	Mai	Juin	Juill	Août	Sept	Oct	Nov	Déc	Juill	Sept	Jan		
Année	1995	1998						1999														2000		2001
Effectif	2	1	1	1	3	3	7	101	17	40	65	141	199	12	65	374	400	77	5	1	2	1		
Total	2	18						1 496														3		1

Tableau B1.2 : Flux de sortie du SIFE (première sortie)

	Mois												Total
	Janv	Fév	Mars	Avril	Mai	Juin	Juill	Août	Sept	Oct	Nov	Déc	
1998										1		5	6
1999	10	13	22	27	54	48	33	58	112	191	266	295	1 129
2000	86	41	37	26	25	26	8	18	15	14	14	10	320
2001	2	2	3	4	3	9	1	5	1	2	2	3	37
2002	1	3	4										8
Censure à droite	5												5
<b>Ensemble</b>	99	59	66	57	82	83	42	81	128	208	282	313	1 505

**Tableaux B1.1 et B1.2 : Flux d'entrée et de sortie du premier épisode, exemple du SIFE.**

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarques : Taille initiale de l'échantillon = 1515 ; taille obtenue après restriction = 1505

Tableau B.1.1 : Effectifs par date selon lesquelles la transition vers le dispositif de réf. depuis l'état initial, chômage, études, activité..., a été observée pour la première fois.

Tableau B.1.2 : Effectifs par date selon lesquelles la transition du dispositif de réf. depuis la première date d'entrée a été observée pour la première fois.

#### 4.8.2 Détermination d'autres épisodes de passage :

Cette deuxième opération nous permet de déterminer les éventuelles dates d'entrée et de sortie après le premier épisode de passage. Nous la répétons jusqu'à épuisement des situations de passages possibles par les dispositifs de réf. Nous l'avons conduites à 4 reprises dans le cadre du SIFE et du CES (*i.e.* 4 épisodes de passage *a priori* distincts) et seulement à une reprise dans le cadre du CIE.

Une partie non négligeable de ces épisodes finira par fusionner afin d'éviter de considérer, comme passages distincts dans le même dispositif, des sous-épisodes résultant d'une incohérence entre les codes saisis au sein de la variable de transition (cf. section précédente du nettoyage du fichier).

D'après la détermination des dates d'entrée des traités pour une **deuxième** fois dans les dispositifs de référence, la proportion de ceux se trouvant dans ce cas s'élève à 16 % dans le cadre du CES (310 individus dont 61 (17 %) dont on ne connaît pas le devenir depuis : de la censure à droite) ; à 7 % dans le cadre du SIFE (106 individus dont 4 censurés à droite) et 2 % dans le cadre du CIE (31 individus dont 7 censurés à droite).

Ceux qui ont effectué le dispositif une troisième fois sont resp. 51 dans le cadre du CES (9 sont censurés à droite) et 8 dans le cadre du SIFE.

Notons enfin que dans le cadre du SIFE, les épisodes de passage distant de moins de 30 jours représentent 66% de l'ensemble des épisodes de passage pour une deuxième fois. Entre le second passage et le troisième, ce même type d'épisode n'a été observé que seulement chez 2 bénéficiaires.

#### Tableaux B1.3 et B1.4 : Flux d'entrée et de sortie du deuxième épisode, exemple du SIFE

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarques : Taille initiale de l'échantillon = 1515 ; taille obtenue après restriction = 1505

Tableau B.1.1 : Effectifs par date selon lesquelles la transition vers le dispositif de réf. depuis l'état initial de sortie de celui-ci a été observée pour la première fois.

Tableau B.1.2 : Effectifs par date selon lesquelles la transition du dispositif de réf. depuis la deuxième date d'entrée a été observée pour la première fois.

Tableau B1.3 : Flux d'entrée en SIFE (deuxième passage)

	Janv	Fév	Mars	Avril	Mai	Juin	Juill	Août	Sept	Oct	Nov	Déc	Total
1999				1	2	2	23	47	1	1	1		78
2000	1		1	3			1	1		1	2		10
2001			2	1		2	2			1		1	9
2002	1		1		1		1		1	1		1	7
2003		1			1								2
<b>Ensemble</b>	<b>2</b>	<b>1</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>4</b>	<b>4</b>	<b>27</b>	<b>48</b>	<b>2</b>	<b>4</b>	<b>3</b>	<b>2</b>	<b>106</b>

Tableau B1.4 : Flux de sortie du SIFE (deuxième sortie)

	Janv	Fév	Mars	Avril	Mai	Juin	Juill	Août	Sept	Oct	Nov	Déc	Total
1999					1	1	23	8	9	9	7	10	68
2000	1	3		1		3	2	1	1			2	14
2001	1	1			2	1	2	1	2			1	11
2002	1		2		1		2				1		7
2003		2			1								2
Censure à droite	4												4
<b>Ensemble</b>	3	6	2	1	4	5	29	10	12	9	8	13	<b>106</b>

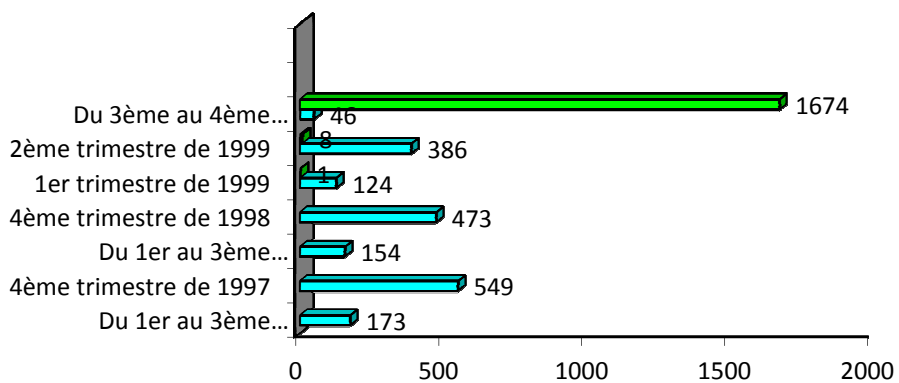
#### 4.8.3 Différenciation de l'échantillon final.

A l'issue de ces différentes opérations de recherche d'éventuels épisodes de passage et de fusion des sous-épisodes distants de moins de 30 jours, nous pouvons déterminer d'une façon définitive :

- 1) Les différentes dates d'entrée et de sortie respectives à chaque épisode.
- 2) Eliminer sans hésitation des échantillons des traités les bénéficiaires entrés avant les périodes de réf. mais n'ayant pas eu d'autres passages éventuels (des précoces).  
Il s'agit de participants dont l'épisode d'entrée se trouve à une date antérieure à la période de référence (12 dans le cadre du SIFE et 156 des 224 individus dans le cadre du CES).  
Pour enfin, pouvoir
- 3) Différencier les échantillons finaux des traités selon que ces derniers ont ou non déjà profité du dispositif de réf. et déterminer la durée exacte de ces épisodes
- 4) plus d'une fois ou non et ce si c'est avant ou après la période d'entrée de référence.



**Graphique 3**  
**Flux des entrées et des sorties du CES**





## Chapitre 5

# Présentation des données, choix et construction des variables pertinentes pour l'évaluation

### 5.1 Introduction

Avant toute estimation, il faut avoir soigneusement spécifié son modèle, notamment avoir choisi et construit ses variables. En réalité, cette étape dépend de l'utilisation que l'on fait du modèle : il s'agit soit de rendre compte de manière descriptive des traits distinctifs entre les différentes catégories participant à la politique de l'emploi (notre cas d'application), soit d'apporter des conclusions définitives sur leur choix (établissement de relations causales).

Nous nous trouvons dans la première optique. En effet, un des objectifs de ce chapitre est de sélectionner les variables pertinentes pour l'évaluation : variables *pré* et *post* traitement. A l'aide de celles pré-traitement, nous expliquerons l'affectation aux différents traitements qui constituera la première étape de l'évaluation. Celle-ci en est une étape informative car elle propose une description du comportement de participation par un jeu de caractéristiques observables  $X$  des traités/contrôle (évaluation sous l'hypothèse de sélection sur observables).

Néanmoins, elle constituera une étape très délicate afin de réussir un score de propension permettant d'équilibrer la distribution de ces caractéristiques dans les groupes de bénéficiaires et ceux de contrôle. En outre, seules les caractéristiques qui influencent simultanément la décision de participation et la variable de résultat doivent être sélectionnées dans la construction de ce score : probabilités de participation aux différents dispositifs.

Tout au long de ce chapitre, nous discuterons des choix des variables à retenir. Inévitablement, la théorie économique et les travaux empiriques constitueront les guides incontournables. Nous tenons à rappeler chaque fois les variables couramment utilisées dans les évaluations précédentes (définition, croisements possibles, limites, etc.). Nous justifierons nos choix retenus. Nous n'hésiterons pas à introduire des variables inédites à partir des données du panel. Enfin, nous indiquerons les modalités de référence retenues, également en termes d'interprétation.

Pour un meilleur enchaînement des sections, nous veillerons, d'une part, à respecter l'ordre d'importance des critères d'éligibilité aux dispositifs à évaluer – nous retrouvons, par exemple, *l'âge à l'entrée*, le *niveau du diplôme* et *l'ancienneté au chômage*, critères d'éligibilité très importants, dans les premières sections (resp. Sections 5.2.2, 5.2.3 et 5.4.3) et d'autre part, à obéir à l'enchaînement des questions de l'enquête. La *situation antérieure* sur le marché du travail, par exemple, a été détaillée selon cet ordre : *situation juste avant*, *situation avant*, *catégorie du dernier emploi* et *le fait d'avoir effectué un emploi aidé avant* (resp. Sections 5.4.1, ..., 5.4.5).

Nous regrouperons les informations relatant un problème commun : notamment, les *problèmes de santé*, la *discrimination* et les *problèmes de transport* seront rassemblés dans la section 5.5 intitulée : '*Les difficultés particulières sur le marché du travail*'. La section 5.6 traitera des situations financières des bénéficiaires et des témoins avant / après la participation. Enfin, la section 5.7 sera consacrée aux nouveautés du panel *i.e.*, les variables inédites retenues pour l'évaluation.

Après avoir présenté les informations disponibles dans le panel, nous compléterons la construction des variables choisies par des explications en notes de bas de page lorsque nous l'estimerons important, concernant la stratégie de remplissage des données manquantes et de correction des données incohérentes (intra et inter-vagues). En effet, la principale difficulté dans ce chapitre provient des problèmes économétriques posés par les observations manquantes et incohérentes<sup>29</sup>. Plus particulièrement, nous utiliserons (Chapitre 6) une stratégie d'estimation non paramétrique des effets de la politique active de l'emploi : estimateurs par appariement, doubles différences et doubles différences par appariement et qui, en conséquence, 'ne fait que parler les données', d'où l'importance d'avoir des données correctes.

En termes d'analyse descriptive des données, nous dresserons des tableaux statistiques correspondant non seulement aux comparatifs des bénéficiaires intra-dispositifs (resp. inter) et inter bénéficiaires/témoins avant le passage mais aussi selon les premières transitions observées.

Enfin, dans la conclusion, nous répondrons aux questions suivantes : existe-il des limites sur les variables collectées, éventuellement des améliorations à apporter et des propositions d'autres variables pertinentes à collecter ? Les profils des bénéficiaires / témoins sont-ils dis-joints ? L'appariement reste-il possible ?

---

<sup>29</sup> Les données manquantes influencent les résultats des estimations parce que les cellules vides sont automatiquement éliminées par le logiciel économétrique (sans supprimer la variable). Le nombre des observations *\_N* retenues par celui-ci est le nombre de lignes dont les observations sont complètes pour toutes les variables. Les données incohérentes sont des données erronées.

## 5.2 Les caractéristiques individuelles

### 5.2.1 Le sexe

Les caractéristiques démographiques et socio-démographiques comme le sexe, l'âge, le statut marital, le fait d'avoir des enfants à charge et éventuellement leur nombre, sont privilégiés en économie du travail afin d'étudier les comportements des individus : absentéisme, sortie du chômage, etc. Ces comportements sont asymétriques, notamment selon qu'on est homme ou femme. Par exemple, les hommes sortent plus rapidement du chômage ; en contrepartie, les femmes sont plus souvent absentes du travail. Concernant la participation à la politique active de l'emploi, ce constat est-il aussi valable ?

Dans la population du panel (Tab. 5.1), les femmes, d'une façon générale, sont plus nombreuses que les hommes : d'une part, tout type de dispositif confondu (CIE, CES et SIFE), d'autre part, quelle que soit la période d'entrée (1997, 1998 et 1999), et enfin tout type de participant confondu (bénéficiaires/non bénéficiaires).

En revanche, au sein des groupes témoins, nous avons presque autant de femmes éligibles que de femmes bénéficiaires dans les groupes des participants. En effet, le sexe est l'une des variables de stratification lors de l'échantillonnage.

Tab. 5.1 :  
Sexe (en % par type de dispositif effectué)

	CES	CIE	SIFE	TEMOINS
Hommes	36	54	38	41
Femmes	64	46	62	59

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne fait 100%

Dans le Tab. 5.1, la proportion des femmes, dans l'échantillon final, en termes de stock, s'élève à 56%. Paradoxalement, elles sont les moins représentées dans les transitions vers les emplois subventionnés du secteur marchand (CIE), où les hommes sont largement majoritaires, et ce, quelle que soit la période d'entrée et le type de contrat d'embauche CIE (CDI, CDD long et CDD court). En conséquence, nous les considérons comme la modalité de référence : elles représentent le caractère le plus fréquent dans la population : en termes d'effectif, d'une part, et de transition vers les dispositifs de formation générale et ceux du secteur non marchand (CES), d'autre part. Autrement dit, elles constituent le caractère le plus faible ou encore le plus discriminé du point de vue de la cible : l'insertion sur le marché du travail<sup>30</sup>. Après la sortie, les femmes ayant effectué un CES ou un SIFE sont en emploi régulier sensi-

<sup>30</sup> La variable sexe a ainsi été renommée 'homme'.

blement plus que les hommes ; en contrepartie, les hommes ayant effectué un CIE sont plus favorisés pour les transitions vers l'emploi régulier (Tab. 5.1 bis).

Tab. 5.1 bis :  
Sexe (en % par type de première transition observée)

	CES		CIE		SIFE		TEMOINS	
	H	F	H	F	H	F	H	F
Emploi	32	35	76	67	46	45	53	46
Emploi aidé	27	23	1	2	8	11	4	7
Formation ou études	3	2	0,4	1	5	3	1	2
Chômage	31	30	16	19	34	29	24	23
Inactivité	7	11	7	10	7	12	17	22

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne fait 100%

## 5.2.2 L'âge à l'entrée en dispositif

La place du critère d'âge sur le marché du travail est importante. D'un côté, l'âge apparaît comme un critère de tri par les politiques de l'emploi : politiques dirigées vers les jeunes, vers les seniors, etc.<sup>31</sup> Concernant nos traitements à évaluer, il constitue un critère d'éligibilité important. A titre d'exemple, le programme Apprentissage, ou encore CQ sont deux dispositifs destinés exclusivement à une population de jeunes de moins de 26 ans. D'un autre côté, l'âge est une variable de sélection stratégique pour un très grand nombre d'employeurs lors des recrutements, et ce, bien que cette pratique soit interdite par la loi<sup>32</sup>. Enfin, dans notre panel, l'âge est l'une des quatre variables de stratification prises en compte lors de l'échantillonnage.

L'âge, dans la grande majorité des travaux d'évaluation, à la date de l'échantillonnage ou encore à la date de la première vague d'enquêtes, est souvent retenu pour la modélisation des choix de participation des traités/contrôle. Nous mobilisons **l'âge à l'entrée**. Nous traitons de l'évaluation *ex post*. Les enquêtes se déroulent quelques mois (souvent quelques années après) la sortie des bénéficiaires des dispositifs effectués. Notre information est plus précise. La première vague d'enquêtes s'est déroulée en 2002. Les bénéficiaires sont entrés resp. en 1997, 1998 et 1999 et tous sortis fin 1999 (soit cinq ans après ces premières entrées)<sup>33</sup>.

<sup>31</sup> Voir section 2.7, pour l'aspect sélection des demandeurs d'emploi par les politiques du marché du travail selon l'âge, Chap. 2.

<sup>32</sup> La loi en effet interdit toute mention discriminatoire, directe ou indirecte, fondée sur l'âge du candidat au poste à pourvoir par les entreprises. L'Etat paradoxalement en tant qu'employeur, s'autorise et « impose » le recours au principe de sélection par l'âge notamment dans les contrats aidés non marchand.

<sup>33</sup> Voir Annexe A du chap. 3 'les différentes étapes du panel'.

Enfin, la principale justification à mobiliser cette information tient au fait de refléter une des caractéristiques spécifiques aux dispositifs, *i.e.* les critères d'éligibilité, le critère d'éligibilité en termes d'âge ; en dépit du fait que l'âge fasse partie intégrante des caractéristiques propres aux individus.

Après avoir reconstitué notre information '*age\_entree*'<sup>34</sup>, doit-on s'appuyer, pour la modélisation du comportement de participation, sur la vraie distribution de l'âge (variable continue) ou sur celle découpée en tranches ? Économétriquement, tant qu'on possède la vraie distribution, le découpage d'une variable en tranches est considéré comme inutile dans le cadre des modèles de régression linéaire. Dans notre cas, toutefois, le découpage en classes de la variable explicative initiale s'impose. Il s'agit de prédire l'effet d'une variable qualitative dont la réponse n'est pas linéaire ou encore pas monotone en termes d'appartenance catégorielle. En d'autres termes, dans les modèles de choix qualitatifs, pour notre caractéristique *âge*, passer de 45 à 46 ans a-t-il le même effet sur la probabilité de participer à la politique de l'emploi que celui de passer de 25 à 26 ans ? Il s'agit de la prise en compte d'effets non linéaires des variables explicatives continues. Plus particulièrement, les odds-ratio des variables continues posent problème. Considérer, par exemple, un odds-ratio de 1,11 signifie que le ratio des bénéficiaires est multiplié par 1,11 chaque fois que la caractéristique étudiée (l'âge) augmente d'une année. Au bout de 9 ans, ce ratio sera multiplié par 10.

Ceci n'est pas non plus pertinent pour comparer ces sujets avec un même odds-ratio. En effet, il se peut que l'âge, par exemple, ait un effet important sur la probabilité d'entrée à un certain dispositif de la politique active de l'emploi pour les bénéficiaires jeune et qu'il le soit moins pour les plus âgés. L'âge n'a pas d'effet linéaire sur l'appartenance catégorielle, tout au moins dans notre cas. Néanmoins, nous préférons nous baser sur la forme quadratique à savoir la variable *âge* et son carré. En effet, la discrétisation d'une variable (découpage en tranches) n'est pas la seule méthode qui le permet. A vrai dire, dans la plupart des travaux d'évaluation, la prise en compte de l'effet non-linéaire des variables continues passe plutôt par l'introduction de celle-ci : Larson [2000], Imbens [2000,...], Heckman et *al* [1997,...].

---

<sup>34</sup> En se basant sur la variable '*date\_entree*' (cf. section 4.2.2 du chap. 4), précédemment construite afin de décomposer les différents échantillons des traités et de contrôles selon la contrainte d'adéquation entre périodes d'entrée de ceux deux types de sujets, la variable '*age\_entree*' a été obtenue en opérant la différence entre cette première information et la variable '*date\_naissance*' (disponible dans le panel pour l'ensemble des bénéficiaires et des témoins). La variable ainsi obtenue '*age\_entree*' souffre moins de données manquantes que celles du panel (*age* et *tranchag*, à la date de la première vague d'enquêtes). Celles-ci, par ailleurs, sont touchées par un problème de données aberrantes et découpage faux notamment dans le fichier SIFE (82 ans, etc, âge max : 95 ans alors que l'âge limite d'entrée dans ce dispositif est de 65 ans ; de plus certaines classes d'âge ne renvoient pas à l'âge de la variable continue). Enfin, nous réalisons notre propre découpage.

En effet, si le découpage d'une variable en tranches pose trois problèmes : perte d'information suite à la discrétisation, notamment si les individus sont très proches en termes de la caractéristique étudiée, le choix adéquat des classes et celui de la modalité de référence – la variable est devenue une variable polytomique ordonnée – l'avantage de la forme quadratique consiste en une diminution du nombre de coefficients à estimer.

Par ailleurs, si l'avantage du découpage de la variable en tranches est de présenter les résultats sous la forme d'un effet moyen de chaque tranche, de vérifier s'il est différent d'une tranche à une autre et s'il y a bien non linéarité, on doit gérer deux références : modalité de référence de la variable à expliquer et catégorie de référence de la variable explicative. Lorsqu'il s'agit, par exemple, d'une variable polytomique ordonnée, la modalité de référence doit être de préférence la modalité la plus basse. Nous pouvons alors interpréter les effets comme s'il s'agissait de ceux d'une variable continue.

En revanche, l'inconvénient de la forme quadratique consiste dans le fait qu'il devient obligatoire de tester l'hypothèse de plausibilité de celle-ci, quitte à la rejeter si le coefficient du terme au carré n'est pas significatif. Notons enfin que l'effet moyen estimé n'a plus de sens si l'on veut mettre en évidence le fait que l'effet de la variable explicative dépend de la caractéristique en question.<sup>35</sup>

Le coefficient quadratique de notre variable 'âge' est significatif non nul<sup>36</sup>. Le découpage de celle-ci en tranches nous est utile pour différencier les impacts estimés des dispositifs par catégories de bénéficiaires selon l'âge (Section 6.5, chap. 6).

Tab. 5.2 :  
Age à l'entrée (en % par type de dispositif effectué)

	CES	CIE	SIFE	Témoins
Moins de 20 ans	2,15	2,39	0,40	2,97
De 20 à 25 ans	16,22	22,70	3,88	28,51
De 26 à 49 ans	59,69	52,64	85,75	59,47
De 50 à 53 ans	16,17	15,67	8,03	4,09
De 54 à 57 ans	5,14	5,55	1,61	2,97
Plus de 58 ans	0,63	1,05	0,33	1,99

<sup>35</sup> Le remplacement par une fonction linéaire par morceaux le permet aussi. En toute rigueur, cette dernière option, plus complexe, est la plus satisfaisante. *A priori*, nous devons tester, et ce pour chacune des trois alternatives (la discrétisation, la forme quadratique et la fonction linéaire par morceaux), l'hypothèse d'existence d'une dépendance linéaire de la variable continue à la variable à expliquer. Lors de l'introduction de la variable âge au carré, il est indispensable de tester l'hypothèse de plausibilité d'une forme quadratique, quitte à la rejeter si le coefficient du terme au carré n'est pas significatif. Dans le cadre de la discrétisation, toutefois, aucun test n'est possible puisque l'on fait face à une fonction en escalier. L'approximation de la dépendance au moyen d'une fonction linéaire par morceau (la 3<sup>ème</sup> option) le permet. Voir Tufféry S. « Data Mining et Statistique décisionnelle », 2007 p. 74 ou Le Blanc, Lollivier, Marpsat, Verger (2001, p. 50).

<sup>36</sup> Voir section 6.5.3, chap. 6, « Résultats des estimations ».

Tab. 5.2 bis :  
Age (en % par type de première transition observée)

	CES			CIE			SIFE			TEMOINS		
	< 26	[26, 49[	>= 50	< 26	[26, 49[	>= 50	< 26	[26, 49[	>= 50	< 26	[26, 49[	>= 50
Emploi	40	39	15	74	78	56	49	46	41	59	49	16
Emploi aidé	22	22	33	3	1	1	5	10	9	7	6	2
Formation	5	2	0	1	1	0,8	6	4	3	2	1	0
Chômage	25	30	34	15	15	25	30	30	36	17	26	33
Inactivité	7	7	18	7	5	18	11	10	10	16	18	50

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif (Tab. 5.2 et 5.2 bis), la somme en colonne fait 100%

### 5.2.3 La qualification

Le niveau de diplôme comme l'âge constitue un critère d'éligibilité primordial à entrer dans certaines mesures. Certains dispositifs par ailleurs proposent une formation complémentaire. Dans le cadre de notre évaluation, le CES, par exemple, dispose d'une formation optionnelle rémunérée dans la limite de 400 heures. Dans le CQ en revanche la formation est obligatoire. Il s'agit d'un volet de 400 heures minimum. Le niveau de diplôme enfin est l'une des quatre variables de stratification.

Dans le panel, deux types d'information sur le niveau de qualification des bénéficiaires et des témoins avant leur entrée dans les dispositifs de référence sont disponibles : niveau d'étude et niveau de diplôme le plus élevé. Pour la modélisation des choix respectifs de participation, nous recourons à la deuxième information qui nous offre des modalités plus détaillées que la première. D'une part, nous avons 17 modalités allant d'« aucun diplôme » jusqu'à « licence ou diplôme supérieur »<sup>37</sup> ; d'autre part, elle nous permet de construire les variables *niv\_dipl\_après* la sortie (vagues 2002 et 2003).

Le nombre élevé des modalités s'avère approprié pour une plus grande différenciation des bénéficiaires et des témoins selon le niveau de diplôme avant. Ceci conduit au calcul d'un score de propension plus fin et, par la suite, à un meilleur appariement entre ces derniers selon ce score, ou bien à un appariement plus exact, notamment dans le cadre d'un appariement sur les covariables : un bénéficiaire de niveau BAC sera apparié à un témoin de niveau BAC exactement et non 'BAC et plus'.

<sup>37</sup> Alors que la première information « *niv\_etud* » ne contient que 2 ou 3 tranches de niveaux d'étude (selon le type de dispositif) avec des modalités très différentes : *inférieur, supérieur ou égal au BAC, supérieur ou égal au CAP*, etc, ce qui ne nous permet aucune manipulation afin d'obtenir une information harmonisée pour tous les bénéficiaires et ainsi construire la variable finale '*niv\_etud*'.

Nous pouvons non seulement différencier les impacts estimés des dispositifs (Tab. 5.3 bis) par catégories de bénéficiaires *avant*<sup>38</sup>, mais aussi nous pouvons suivre l'évolution des niveaux de diplôme avant-après (Tab. 5.3). Ceci peut, éventuellement, refléter un critère de redynamisation des bénéficiaires sur le marché du travail, en termes d'acquisition de qualification plus élevée, quoique un niveau de diplôme plus élevé, après la sortie, ne peut pas être considéré comme un critère d'efficacité du dispositif en question<sup>39</sup>.

Ceux qui ont arrêté les études ont été retracés grâce à la première information *niveau initial d'étude* : 'vous étiez lassé de faire des études', 'vous aviez besoin de travailler pour des raisons financières', 'vous aviez atteint le niveau de formation que vous souhaitez', 'vous n'aviez pas été admis dans une formation supérieure', 'vous avez trouvé un emploi', et 'y'a-t-il d'autres raisons ? En d'autres termes, notre première information n'est suivie que par une question adressée à ceux qui ont arrêté leurs études concernant les raisons qui les ont conduits à prendre cette décision.

La construction de la variable finale *niv\_dipl* (avant/après) nécessite un travail d'harmonisation, de regroupement des modalités et d'attribution d'un même libellé de variable, à travers les différents fichiers de données, pour pouvoir les faire fusionner. Compte tenu du nombre élevé des types et des niveaux de diplôme, et du fait que ces informations n'ont pas été organisées de la même manière dans les questionnaires des première vague et deuxième vagues, nous les avons reclassées et regroupées de sorte que la variable finale *niv\_dipl* soit interprétée comme une échelle allant du niveau le plus faible « 1 : *aucun diplôme* », au niveau le plus élevé « 6 : *Licence ou diplôme supérieur* ».

Ainsi, une personne ayant le niveau de diplôme '3' a un niveau de qualification moyen, puisque le niveau limite est de '6', mais moins élevé que celui d'une personne ayant le niveau '4'. Ces trois derniers niveaux de diplôme correspondent, resp., au Brevet professionnel, à la Licence ou diplôme supérieur et au BAC (modalité de référence). De même, nous avons décomposé le niveau "BAC ou plus" en quatre niveaux de diplôme : Dipl3\_1\_1,... Dipl3\_3, resp. BAC (pro et tech) et Brevet professionnel, BAC général, BTS-DUT et Deug, et Licence ou diplôme supérieur. Notons enfin que le CIE et le CES étant initialement des dispositifs destinés à des jeunes de niveau inférieur au CAP ont été élargis, par la suite, à toute la population.

Ce fin découpage s'est avéré adéquat pour satisfaire la condition d'équilibrage de la distribution des caractéristiques observables dans les échantillons des bénéficiaires et ceux de

---

<sup>38</sup> Cf. chap. 6 pour la différenciation proprement dite des impacts estimés. Plus exactement, dans le tableau 5.3 bis, il s'agit des premières transitions observées par niveaux du diplôme avant.

<sup>39</sup> D'où le terme de 'redynamisation'.



contrôle, suite à plusieurs vérifications (Chapitre 6). En effet, celle-ci peut ne plus être assurée en modifiant le jeu des variables de pré-traitement, notamment les modalités, outre les justifications que nous avons évoquées concernant une plus grande différenciation et un meilleur appariement.

Tab. 5.3 : Niveau de diplôme (en % par type de dispositif, comparatifs : bénéficiaires/éligibles, avant-après l'entrée)<sup>40</sup>

	Avant l'entrée dans ces dispositifs				Trois ans après la sortie			
	CES	CIE	SIFE	TEM	CES	CIE	SIFE	TEM
<b>Dipl1</b> (Niveau > V) : Aucun diplôme, certificat d'études primaires, BEPC	45	29	40	32	39	23	32	27
<b>Dipl2</b> (=Niveau V) : CAP, BEP, etc.	32	35	35	33	35	38	37	35
<b>Dipl3</b> (< Niveau V) : Brevet professionnel, Bac ou plus	22	36	26	35	25	39	30	39
Dipl3_1_1 (=Niveau IV) : BAC (pro et tech) et BP	9	12	9	12	9	12	9	12
Dipl3_1_2 (=Niveau IV) : BAC général	5	6	6	7	6	7	8	9
Dipl3_2 (=Niveau III) : BTS-DUT et Deug	5	12	6	9	6	13	7	10
Dipl3_3 (Niveau >= II) : Licence ou diplôme supérieur	3	6	5	7	4	7	6	8

Tab. 5.3 bis : Niveau de diplôme (en % par type de première transition observée)

	CES			CIE			SIFE			TEMOINS		
	Dipl1	Dipl2	Dipl3	Dipl1	Dipl2	Dipl3	Dipl1	Dipl2	Dipl3	Dipl1	Dipl2	Dipl3
Emploi	30	38	36	67	74	75	37	48	55	41	51	54
Emploi aidé	25	23	25	1	2	2	12	10	7	5	7	6
Formation	2	1	4	0,5	1	1	3	4	4	1	1	2
Chômage	32	29	26	21	17	14	38	28	26	28	22	22
Inactivité	10	9	9	11	7	8	11	11	8	25	18	17

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif (Tab. 5.3 et 5.3 bis), la somme en colonne des variables Dipl1, Dipl2 et Dipl3 fait 100% et celle des variables Dipl3\_1\_1, Dipl3\_1\_1, Dipl3\_2 et Dipl3\_3 est égale à Dipl3.

<sup>40</sup> Nous avons des problèmes de données manquantes et de valeurs incohérentes entre le niveau de diplôme le plus élevé obtenu avant et après. La correction se déroule en deux étapes : a) *Remplissage des données manquantes* : si la valeur du niveau de diplôme avant l'entrée « *dipl\_v0* » est manquante pour la personne *i* alors nous supposons qu'elle est au plus égale à celle de 2003 « *dipl\_v3* ». Inversement, si elle est manquante en 2003 alors nous supposons qu'elle est égale à son niveau de diplôme initial. b) *Correction des données incohérentes* : nous supposons que si la valeur du niveau de diplôme avant l'entrée est supérieure à celle après la sortie (ce qui est illogique) alors cette première prend la valeur de cette deuxième.

## 5.2.4 Indépendance du participant

La décohabitation (départ du domicile parental), l'indépendance (vit seul, vit en collocation, etc.) constituent des variables susceptibles d'interagir avec l'insertion professionnelle des demandeurs d'emploi, notamment des jeunes. Plus spécialement, l'obtention d'un emploi (CDI) accélère le départ du domicile parental. Réciproquement, la décohabitation accélère la sortie du chômage, voire la participation à un des dispositifs aidés de la politique de l'emploi.

Dans le panel, les informations sur la décohabitation et l'indépendance des bénéficiaires / témoins sont incluses dans celles qui portent sur leur mode de logement. Cette dernière est définie par quatre modalités : 'seul (y compris co-location, foyer)', 'En couple', 'Seul chez vos parents' et 'En couple chez vos parents'. Egalement, nous trouvons l'ancienneté de départ du domicile parental et celle de vie en couple. En revanche, ces deux dernières informations souffrent d'un taux de réponse très faible.

Plus spécifiquement, nous utilisons le mode de logement afin de distinguer les participants selon le statut familial : *en couple / célibataire*. Cette information est manquante dans le panel. Elle est particulièrement importante dans la mesure où elle nous permet de nous intéresser à son croisement avec celle qui porte sur le fait d'avoir des enfants à charge (Section 5.3), ainsi que son croisement avec celle qui porte sur le revenu (Section 5.6). En conséquence, nous ne mobilisons pas de variables directement construites à partir de l'information sur l'indépendance du participant (Tab. 5.4).

Tab. 5.4 :  
Décohabitation/Statut familial (en %, comparatifs : bénéficiaires-éligibles, avant-après)

	Avant l'entrée dans ces dispositifs :				Après la sortie de ces dispositifs							
					A la date de la première vague d'enquête				A la date de la deuxième vague d'enquête			
	CES	CIE	SIFE	TEM	CES	CIE	SIFE	TEM	CES	CIE	SIFE	TEM
Seul	28	24	32	22	30	27	34	24	30	26	33	25
En couple	51	56	52	53	55	63	54	60	56	64	56	61
Chez vos parents	21	19	15	25	14	9	12	15	13	10	10	13
En couple chez vos parents <sup>41</sup>	0,26	0,92	0,73	0,63	0,73	0,28	0,07	0,43	0,56	0,42	0,17	0,78

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne fait 100%

<sup>41</sup> Nous pensons que la quatrième modalité comprend, contrairement à son sens strict (« En couple chez vos parents »), *i.e.* les parents du bénéficiaire, les parents du conjoint.

### 5.2.5 Le statut résidentiel

Dans notre panel, outre l'information sur l'indépendance des participants avant/après l'entrée en dispositif, nous avons celle sur le statut résidentiel. Les modalités de réponse sont les suivantes : 1 *Locataire*, 2 *Sous-locataire*, 3 *Logé à titre gratuit*, 4 *Propriétaire*, 5 *Propriétaire en cours de remboursement d'emprunt* et 6 *Autre*. Nous nous limitons, dans la modélisation des comportements de participation, à : « *propriétaire* » et « *propriétaire en cours de remboursement d'emprunt* ». La variable indicatrice construite et mobilisée dans la régression est l'agrégation de ces deux dernières modalités.

Notre choix repose sur un fondement microéconomique intéressant. En effet, par ces deux derniers statuts, les demandeurs d'emploi sont soumis à une contrainte de mobilité plus élevée sur le marché du travail que celles des autres catégories (locataire, sous-locataire, etc.). Leur recherche d'emploi se trouve ainsi diminuée d'efficacité par le biais d'un plus faible élargissement spatial de la zone de prospection. Lesueur et Brunet [2003] ont proposé une estimation microéconométrique sur des données françaises concernant l'influence du statut de *propriétaire* sur la durée de chômage. Il s'agit d'un test économétrique de l'« hypothèse d'Oswald » qui envisage l'existence d'une relation fonctionnelle positive du taux des propriétaires vers le taux de chômage<sup>42</sup>.

Les auteurs concluent que les résultats obtenus à partir de l'enquête "TDE-MLT" (Trajectoires des Demandeurs d'Emplois – Marchés locaux du travail) n'invalident pas l'hypothèse d'Oswald et suggèrent que le statut de propriétaire du demandeur d'emploi exerce un effet positif sur la durée de chômage.

Sur des données macroéconomiques, par ailleurs, des études ont mis en évidence une corrélation positive entre la propriété immobilière et le taux de chômage. Toutes choses égales par ailleurs, l'augmentation du nombre de propriétaires se répercute sur le marché du travail par une diminution des appariements entre les demandeurs d'emploi et les emplois vacants, entraînant ainsi une hausse du taux de chômage. Enfin, des effets indirects (externalités négatives liées aux coûts de congestion) et l'évolution des prix de l'immobilier sont avancés dans ce sens. En littérature économique, les déterminants du choix de l'horizon spatial de recherche d'emploi et l'effet de ce choix sur la durée du chômage se trouvent au croisement de deux champs d'application de la microéconomie : d'un côté, la microéconomie de l'emploi et de l'autre, la microéconomie spatiale. Néanmoins, l'influence de la composante spatiale de l'activité de recherche d'emploi a été peu développée dans les travaux aussi bien théoriques qu'économétriques (Petronglo, Wasmer 1999, Zenou 2000).

---

<sup>42</sup> Cf. « Le statut résidentiel affecte-t-il la durée de chômage ? Estimation microéconométrique de l'hypothèse d'Oswald sur données françaises ».

En effet, nous pouvons penser que la voiture, le temps de trajet (généralement les problèmes de transport), la proximité d'une agence locale de l'emploi, la localisation des demandeurs d'emploi (voir chap. 3), etc., sont autant de variables qui conditionnent la sortie du chômage ou encore la participation à la politique de l'emploi. Par conséquent, le fondement microéconomique que nous avons évoqué se trouve limité si le demandeur d'emploi possède un moyen de transport efficace (voir section 5.5.3) pour ses déplacements et éventuellement l'élargissement de la zone de recherche d'emploi, quel que soit son statut : locataire, en foyer, etc.

Tab. 5.5 :  
Logement (en % par type de dispositif effectué, comparatifs : bénéficiaires-éligibles, avant-après)

	Avant l'entrée dans ces dispositifs				A la date de la première vague d'enquêtes			
	CES	CIE	SIFE	TEM	CES	CIE	SIFE	TEM
Locataire	47	43	55	42	50	42	56	45
Sous-locataire	1,04	0,27	0,63	0,96	0,75	0,35	0,87	0,86
Logé à titre gratuit	23	23	18	29	16	14	13	18
Propriétaire	14	19	12	14	19	24	16	19
Propriétaire en cours de remboursement d'emprunt	15	16	15	14	14	20	14	17

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne fait 100%

### 5.3 Les caractéristiques familiales

Le croisement du sexe avec le statut marital ("*homme marié*" et "*femme mariée*") constitue habituellement les variables mobilisées dans les évaluations antérieures afin d'isoler la catégorie des "*célibataires*" bénéficiaires des politiques de l'emploi (modalité de référence). Le statut marital est toutefois loin d'être le choix le plus approprié pour refléter les changements sociétaux. Le concubinage, le pacs, l'union libre, etc., sont aussi des « contrats » qui désignent la forme de vie en couple.

Dans le panel, nous avons préféré nous appuyer sur une information plus adéquate. L'indépendance du participant (logement parental ou non, section 5.2.4) nous semble être la plus appropriée. Ses deux premières modalités : « vit en couple » et « vit en couple chez ses parents » indiquent avec certitude que le participant (bénéficiaire/témoin) n'est pas célibataire, alors qu'inversement les deux autres modalités « seul » et « chez ses parents » ne signifient point que ce dernier vit en couple. Nous construisons en conséquence la variable « *celib* » qui prend la valeur « 1 » si le bénéficiaire/témoin vit seul ou seul chez ses parents, « 0 » sinon.

Par ailleurs, le renseignement sur le fait que ce dernier possède ou non des enfants à charge et éventuellement leur nombre, avant la date d'entrée en dispositifs, constitue pour notre évaluation une information inédite. En effet, dans l'enquête 'suivi des chômeurs' (1986-1988) ou, plus tard, celle des 'Trajectoire des demandeurs d'emploi' (1995-1996), en termes d'évaluation, on s'est limité à l'information sur le « statut matrimonial » que nous venons d'améliorer par « en couple/célibataire ».

Nous nous limitons au fait d'avoir des enfants à charge, au-delà du nombre, et nous nous intéressons à son croisement avec l'information *en couple/célibataire*<sup>43</sup>. La variable ainsi construite est plus discriminante. Elle correspond à quatre modalités : « *celib\_sans\_enf* » (modalité de référence), « *celib\_avec\_enf* », « *couple\_sans\_enf* » et « *couple\_avec\_enf* ». Ce croisement est expliqué par le fait que l'action simultanée des deux variables initiales n'est pas la somme de leurs actions indépendantes. Autrement dit, il existe une interaction entre elles dans le modèle d'estimation du score de propension (chap. 6).

Enfin, dans le panel nous trouvons des informations sur la situation professionnelle du conjoint (section 5.6), les parents du participant, ainsi que sur leur profession. Ces deux der-

---

<sup>43</sup> Nous avons préféré nous appuyer sur les variables "*nbr\_enf*" (avant, pendant et après, existant dans le panel) afin de reconstituer l'information "*enf*" (aviez-vous des enfants à charge avant ?). Elles ne concernent que les individus ayant répondu positivement à cette dernière question : une question filtre. Nous avons vérifié le filtre et avons recodé notre variable "*nbr\_enf*" en 0 pour toutes les personnes ayant répondu négativement avant, pendant et après.

nières constituent également des nouveautés. Le niveau social dont est issu le participant peut, en partie, expliquer sa décision de recourir, particulièrement pour les jeunes, à certains dispositifs d'emploi aidé tel que le contrat TRACE. Ce contrat est destiné aux jeunes de 16 à 25 ans en grande précarité, notamment sociale et familiale.

Malgré la simplicité des questions posées et le petit nombre de modalités de réponses concernant la situation professionnelle des parents, « travaille », « au chômage », « au foyer », « retraité(e) » et « décédé(e) », ainsi que leurs professions : « agriculteur », « artisan », « commerçant, chef d'entreprise », « cadre, ingénieur, professeur », « profession libérale » « employé » ou « ouvrier », le taux de réponse est de moins de 10%, ce qui rend ces données non exploitables.

Tab. 5.6 : Croisement du statut *en couple/celib* avec *enfant à charge* <sup>44</sup>  
(en %, comparatifs : bénéficiaires-éligibles, avant-après)

	Après la sortie de ces dispositifs											
	Avant l'entrée dans ces dispositifs				A la date de la première vague d'enquête(s)				A la date de la deuxième vague d'enquête(s)			
	CES	CIE	SIFE	TEM	CES	CIE	SIFE	TEM	CES	CIE	SIFE	TEM
Célibataire sans enfant	38	35	32	40	33	27	30	32	33	25	29	31
Célibataire avec enfant	11	9	15	7	11	10	16	8	10	10	16	7
Couple sans enfant	16	21	11	17	20	22	12	19	22	23	14	20
Couple avec enfant	35	35	42	36	37	41	42	42	36	41	42	42

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne fait 100%

<sup>44</sup> Problèmes : incohérences (inter-vagues) et données manquantes (notamment à la dernière vague d'enquête). Par exemple, plusieurs sujets ont la variable "*enf\_av*" = 1 (oui, il a des enfants à charge) alors que "*enf\_pdt*" est nulle. Paradoxalement, la variable "*nbr\_enf\_apr*", comprend "2" (deux enfants) alors que "*nbr\_enf\_pdt*" est manquante et "*nbr\_enf\_av*" indique 1 (un enfant). Nous nous limitons au remplissage des données manquantes. Nous remplaçons les données manquantes de "*nbr\_enf\_av*" (resp. *pdt*) par les valeurs de "*nbr\_enf\_apr*" lorsque "*enf\_av*" est égale "*enf\_pdt*" (*i.e.* lorsqu'on a la certitude que l'information sur le fait que l'individu possède ou non des enfants est exacte, au moins 2 variables). Ensuite, nous recodons les valeurs manquantes du *nbr\_enf\_apr* par les celles du "*nbr\_enf\_av*" lorsque "*nbr\_enf\_av*" est égale "*nbr\_enf\_pdt*" et lorsque "*enf\_av*" est égale à "*enf\_pdt*". Enfin, traitons le cas où le nombre d'enfant pour les 3 variables est manquant, nous attribuons alors la valeur 1 (resp. 0) à celles-ci lorsque "*enf\_av*" et "*enf\_pdt*" sont nulles (resp. 1).

## 5.4 Les situations antérieures sur le marché du travail

En ce qui concerne les situations antérieures des traités et des contrôle sur le marché du travail, nous opérons la distinction entre la "situation *avant*" et la "situation *juste avant*" l'entrée en traitement.

### 5.4.1 La situation juste avant l'entrée

Pour les bénéficiaires, la situation *juste avant* correspond à l'activité principale au moment *de l'entrée* en dispositif : études, stage de formation, emploi (régulier ou aidé), chômage ou inactivité. Plus particulièrement, lors de la participation à la politique de l'emploi, nos publics de participants n'étaient pas en période de chômage strict.

Notre panel ne constitue pas un panel de chômeurs où nous regardons, en termes de modélisation des choix de participation, s'il est avantageux d'entrer en programme plutôt que de rester au chômage ; tel est le cas de certaines évaluations précédentes.

En revanche, l'ancienneté au chômage, constitue un critère d'éligibilité important pour les traités chômeurs. Dans le cas du CIE, elle doit être au minimum de 12 mois au cours des 18 derniers mois. Celle pour le CES est plus conséquente : au moment de l'entrée, le bénéficiaire doit être un chômeur inscrit à l'ANPE (pôle emploi) depuis au moins 36 mois<sup>45</sup>.

Par ailleurs, dans notre panel, la sortie du système scolaire constitue une raison non négligeable d'orientation d'un public jeune vers les programmes étudiés, notamment le CQ, le CIE. En effet, les jeunes ayant un niveau de formation VI, V et Vbis qui sortent sans diplôme du système scolaire sont tout à fait éligibles au CIE (de même que pour les jeunes sortant du service national mais sous certaines conditions)<sup>46</sup>. Dans son choix d'orientation directe vers les dispositifs de politique de l'emploi et d'arrêt des études, ce type de public<sup>47</sup> s'explique par des raisons comme « lassé de faire des études », « n'ayant pas été admis dans une formation supérieure » ou encore « ayant besoin de travailler pour des raisons financières ».

Par analogie, chez les témoins, la situation « *juste avant* » correspond à la situation *juste avant* la période de *chômage* connue en « P1/P2/P3 », périodes d'entrée de référence des traités. Cette configuration est importante pour les besoins de l'évaluation. Lors de ces périodes, les témoins sont tout à fait éligibles aux dispositifs étudiés mais ils n'ont pas participé à ceux-ci.

---

<sup>45</sup> Pour les éventuelles autres durées de chômage, cf. annexe B du chapitre 3 « *Comparatif des caractéristiques des dispositifs de la politique de l'emploi étudiés dans le panel* ».

<sup>46</sup> Cf. Annexe B du chapitre 3, pour les autres types de catégories de bénéficiaires.

<sup>47</sup> Ce type de public juste avant en études pose un problème pour la construction de la situation avant (voir section suivante).

Dans le Tab. 5.7, si plus de 10% des situations antérieures de chômage, chez les témoins, correspondent à une sortie de la formation scolaire initiale, chez les traités, elle est moindre : 3% chez les CIE et les CES et 1% chez les SIFE. Chez les bénéficiaires du CQ, public constitué exclusivement de jeunes, elle est sans surprise plus importante, s'élevant à 48%.

Tab. 5.7 :  
Situation *juste avant* l'entrée / resp. *détaillée* (en % par type de dispositif effectué)

	CES	CIE	SIFE	Témoins		CES	CIE	SIFE	Témoins
Emploi	24	35	18	63	Emploi régulier	17	30	16	63
					Le dispositif de réf.	6	0	0	-
					Autre contrat aidé	1	4	3	-
Formation	5	5	8	7	Formation	5	5	4	7
Chômage	57	50	65	-	Chômage	58	52	68	-
Etudes	3	4	1	11	Eudes	3	3	1	11
Inactivité	10	6	8	19	Inactivité	10	5	8	19

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Dans ce même tableau, au-delà des modalités de réponses communes des traités et des contrôles sur leur situation *juste avant* : « Etiez en emploi », « Faisiez vos études » et « Etiez en stage de formation hors scolarité initiale », celles des traités se particularisent par la distinction entre l'état « Etiez au chômage » et celui « Etiez en inactivité sans recherche de travail ». En d'autres termes, nous ne distinguons que l'état « En inactivité » pour les témoins.

Nous pensons que l'absence de la modalité « Etiez au chômage » pour les non traités ne pose pas de problème en soi (4 modalités pour ces derniers contre 5 pour les bénéficiaires). A notre avis, l'objectif au démarrage de l'enquête consistait à identifier les témoins en inactivité<sup>48</sup>. Par définition, ils étaient tous au chômage au moment où les bénéficiaires accédaient aux dispositifs.

Au-delà de ce problème de modalités non harmonisées entre ces deux groupes de participants, la situation *juste avant* ne nous permet pas de distinguer entre les emplois réguliers (CDI, CDD) de ceux aidés. Cette information est essentielle. Elle nous donne l'occasion de prendre en compte le phénomène de l'enchaînement des contrats aidés chez un même bénéficiaire, en l'occurrence celui des dispositifs auxquels nous nous intéressons (Section 4.2.4). En effet, dans le panel, le phénomène de renouvellement des conventions et de recours à un contrat aidé avant la participation de référence est récurrent.

<sup>48</sup> Dans l'enquête, il s'agit de la première question qui leur est adressée : la situation juste avant (sans l'état de chômage).



Dans le Tab. 5.7, Nous avons adopté une stratégie d'amélioration de l'information *situation juste avant* qui permet non seulement de combler le problème de données manquantes qui la touche mais également de distinguer, au sein de la modalité « Etiez en emploi », les emplois de type aidé des emplois réguliers. Ainsi, nous sommes arrivés à préciser ces types de contrat aidé (CIE, CES, etc.)<sup>49</sup>.

En conclusion, la situation juste avant correspond à une approximation de l'expérience professionnelle récente des demandeurs d'emploi. Nous regroupons, en *Sit 1*, les individus ayant pour situation juste avant « l'emploi régulier », *Sit 2* « l'emploi aidé : dispositif de référence ou autre contrat aidé », *Sit 3* « formation ou études », *Sit 4* « chômage ou inactivité » et nous établissons leur répartition en termes des premières transitions observées après la sortie (Tab. 5.7 bis).

Dans la section 5.4.3, nous recourons à une information pertinente afin d'identifier efficacement les populations d'inactifs des populations de chômeurs : '*situation juste avant vs. situation avant : construction d'un état d'inactivité correcte à partir des démarches de recherche d'emploi des bénéficiaires et des témoins avant l'entrée en dispositifs de réf.*<sup>50</sup>.

Tab. 5.7 bis :  
Situation juste avant (en % par type de première transition observée)

	CES				CIE				SIFE				TEMOINS			
	Sit 1	Sit 2	Sit 3	Sit 4	Sit 1	Sit 2	Sit 3	Sit 4	Sit 1	Sit 2	Sit 3	Sit 4	Sit 1	Sit 2	Sit 3	Sit 4
Emploi	43	33	37	32	76	69	79	68	59	43	49	43	52	-	50	41
Emploi aidé	19	31	22	25	2	4	3	1	5	15	12	10	5	-	7	7
Formation	2	1	4	2	1	0	2	1	4	4	4	4	1	-	2	1
Chômage	26	28	30	31	14	15	12	21	23	32	29	33	23	-	24	25
Inactivité	10	7	7	9	8	13	4	9	10	6	6	11	19	-	17	26

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne ne fait pas 100%

<sup>49</sup> L'idée consiste à se baser sur le calendrier des activités. Après avoir reconstitué les différentes dates de référence d'entrées et de sorties des bénéficiaires (voir Annexe A du chapitre 4), nous déduisons les différentes *activités juste avant* ainsi que leur date. En transformant les différents fichiers de données en format *long*, nous conservons uniquement les observations par individus qui coïncident avec la date d'entrée de référence moins 1 «  $t_{réf} - 1$  ». Nous vérifions pour la plupart des activités *justes avant* que les activités déterminées correspondent à celles enregistrées (générales). Dans le cas du fichier CES, nous avons 100% des activités détaillées qui correspondent à celles enregistrées. Nous complons les données manquantes et nous nous basons sur cette information ainsi reconstituée.

<sup>50</sup> Il s'agit d'un problème posé essentiellement pour les témoins, mais qui nécessite d'être retravaillé selon cette optique auprès des bénéficiaires.

## 5.4.2 La situation avant

Dans le panel, plusieurs types d'information, ont été collectés afin de décrire l'hétérogénéité des parcours professionnels des bénéficiaires/témoins avant/après l'entrée en politique de l'emploi : activité la plus ancienne déclarée et son année de début<sup>51</sup>, nombre d'emplois aidés et réguliers occupés, dates de début et de fin de ces emplois, principales activités entreprises mensuellement (avant, pendant et après la sortie des traitements de réf.)<sup>52</sup>, situations aux différentes dates-clés de l'enquête, vérification de ces situations, etc.

Toutefois, pour les besoins de la modélisation des choix de participation, une information synthétique s'avère nécessaire. Les appréciations subjectives des traités/contrôle sur leur parcours professionnel *avant* nous semblent adéquates (Tab. 5.8). En effet, nous recourons à un modèle de choix discret afin d'estimer les scores de propension (chapitre 6). En revanche, cette information n'est pas homogène en termes de modalités de réponse entre ces deux groupes. Celle des témoins comporte deux modalités de moins par rapport aux bénéficiaires.

Dans le Tab. 5.8, au-delà des modalités de réponses communes, *"un emploi régulier puis un chômage continu"*, *"une succession de périodes de travail et de chômage"* et *"uniquement le chômage"*, nous avons la modalité *"vous avez toujours travaillé"* qu'on ne trouve pas chez les témoins. Outre cette dernière modalité, et toujours chez les témoins, on ne fait pas de distinction entre un parcours de type « uniquement le chômage » et celui de type « inactivité ». Autrement dit, il s'agit de la modalité (inactifs : vous n'avez pas souhaité ou pas pu travailler), qu'on ne retrouve que chez les bénéficiaires.

Tab. 5.8 :  
Parcours professionnel avant (en % par type de dispositif effectué)

	Témoins	CIE	CES	SIFE
Emploi régulier puis chômage continu	27	15	13	15
Succession emplois-chômage	45	44	37	38
Chômage uniquement	28	10	28	25
Inactivité	-	6	10	12
A toujours travaillé	-	25	12	10

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne fait 100%

<sup>51</sup> L'activité la plus ancienne et son année de début nous donnent ainsi une idée de la date d'entrée des bénéficiaires / témoins sur le marché du travail et la nature du premier emploi occupé.

<sup>52</sup> Il s'agit d'un calendrier rétrospectif des principales activités observées mois par mois [déc 1995- août 2003]. Voir chapitre 4 pour le traitement de cette information importante : reconstitution des dates d'entrées et de sorties des bénéficiaires des dispositifs de référence, construction rigoureuse des variables de traitement, etc.

Comment harmoniser les modalités de cette information entre les traités et les non traités afin de construire la variable finale des « *parcours\_prof* » ? Comme les témoins n'ont pas les deux modalités « toujours travaillé » et « inactivité », les bénéficiaires correspondants seront automatiquement éliminés par le logiciel lors de la régression. Ces derniers prédisent parfaitement le comportement de participation aux traitements de réf. Cela constituera non seulement une perte non négligeable en termes d'observation (à la fois des traités et des éligibles non entrés, resp. ayant et n'ayant pas ces deux dernières modalités) mais surtout une perte significative des demandeurs d'emploi « inactifs ». Ceci s'avère dommageable pour l'évaluation. Ces participants à la politique de l'emploi « *inactifs* » sont *a priori* les plus vulnérables sur le marché du travail.

Dans l'enquête, plus particulièrement, le filtre appliqué afin de collecter l'information sur les parcours professionnels *avant* nécessite des améliorations. Il pose certaines difficultés : la situation *juste avant* (section 5.4.1) est la question-filtre dédiée à l'information sur les situations *avant*<sup>53</sup>. Les personnes concernées sont celles ayant pour situation juste avant : stage, emploi, chômage ou inactivité. Les personnes qui étaient *juste avant* en études n'ont pas à renseigner leur parcours professionnels avant. Elles répondent directement au module des circonstances d'entrée dans les dispositifs à évaluer. En conséquence, leur situation avant est non renseignée à travers les différents fichiers de données. Nous la remplissons.

Cependant, comme nous l'avons noté dans la note de bas de page N° 47, ce type de public pose problème. Un problème d'incohérence a été soulevé : on se heurte à une proportion non négligeable d'individus à un âge avancé en études. La plupart correspondent à un public jeune.

Concernant nos bénéficiaires à un âge avancé et « paradoxalement » en études *juste avant* l'entrée dans les dispositifs étudiés, il est difficile de croire qu'ils n'ont pas pu occuper un emploi même de très courte période à un moment ou un autre.

Nous leur avons attribué un parcours professionnel de type « *succession de périodes de travail et de chômage* ». Plusieurs d'entre eux vivent en couple et ont des enfants à charge (Section 5.3). Pour les jeunes bénéficiaires, il s'agit naturellement d'un parcours d'« études », comme ils étaient *juste avant* en scolarité initiale.

Le cas des témoins mérite d'être discuté. Le problème qui se pose est que ces derniers, quel que soit leur âge et leur situation *juste avant*, sont, par définition, au chômage au moment de l'entrée des bénéficiaires. En effet, si la situation d'entrée, chez les bénéficiaires, correspond à une participation effective, celle des témoins correspond à une situation de chômage.

---

<sup>53</sup> Il s'agit d'une information cruciale dans l'enquête : le premier filtre « général ». Relativement, toutes les sous-questions filtres relatives aux situations antérieures sont construites sur cette base, que ce soit d'une façon directe ou indirecte (combinaison avec d'autres informations tel que l'âge, la raison d'arrêt des études, etc.).

Plus particulièrement, les témoins qui étaient en *scolarité initiale* juste avant l'entrée sont bien passés par une période de chômage. Cela ne signifie pas pour autant qu'on doit leur attribuer un parcours de chômage au lieu d'un parcours d'« études ». Nous attribuons la modalité « études » pour les jeunes témoins et celle de « succession de périodes de travail et de chômage » pour les très âgés.

Par ailleurs, nous trouvons, chez une bonne partie des bénéficiaires/témoins ayant déclaré des parcours professionnels de type "uniquement le chômage" ou encore "inactivité", plusieurs derniers emplois occupés. En effet, certains individus, malgré qu'ils aient occupé des emplois de temps à autre, se considèrent comme étant très éloignés du marché du travail (parcours de type « uniquement le chômage » ou encore « inactivité »).

Ceci ne peut qu'appuyer la notion de subjectivité que nous avons attribuée à l'information sur la situation *juste avant*.

La variable finale que nous construisons se limite à : « un emploi régulier puis un chômage continu », « études » et « succession de périodes de travail et de chômage » (à partir de notre information initiale). Elle prend deux nouvelles modalités plus précises : « uniquement le chômage » (à partir de la catégorie du dernier emploi avant, section 5.4.4) et « inactivité » (à partir de la section suivante). Il s'agit de deux modalités que nous retravaillons. La modalité « toujours travaillé » est la modalité de référence. Par construction, elle permet d'éviter la perte des individus ayant cette modalité lors de la régression. Rappelons que nous n'avons pas de témoins possédant cette modalité. Nous désignons enfin (Tab. 5.8 bis) par *Par 1* les individus ayant pour parcours professionnel de type « un emploi régulier puis un chômage continu », *Par 2* « succession de périodes de travail et de chômage », *Par 3* « uniquement le chômage », *Par 4* « inactivité » et par *Par 5* « vous avez toujours travaillé ».

Tab. 5.8 bis :  
Parcours professionnel avant (en % par type de première transition observée)

	CES					CIE					SIFE					TEMOINS				
	Par 1	Par 2	Par 3	Par 4	Par 5	Par 1	Par 2	Par 3	Par 4	Par 5	Par 1	Par 2	Par 3	Par 4	Par 5	Par 1	Par 2	Par 3	Par 4	Par 5
Emploi	24	27	19	21	29	67	72	63	69	79	41	41	27	27	55	36	48	31	-	-
Emploi aidé	37	29	26	29	38	8	7	7	9	5	16	20	17	27	23	-	-	-	-	-
Formation	4	3	3	2	2	1	1	1	0	0	3	4	5	2	2	-	-	-	-	-
Chômage	31	37	47	41	23	16	15	26	17	10	36	32	47	30	17	-	-	-	-	-
Inactivité	4	4	5	8	8	8	5	3	5	5	4	3	4	15	3	64	52	69	-	-

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne fait 100%

### 5.4.3 Situation juste avant vs. situation avant : construction d'un état d'inactivité correcte

L'état d'inactivité constitue un état primordial pour notre cas d'étude : l'évaluation des politiques d'emploi. C'est l'état de référence retenu, signe d'un éloignement durable du marché du travail. Par définition, un chômeur est considéré comme inactif s'il n'a effectué aucune démarche de recherche d'emploi. Nous mobilisons l'ensemble des informations sur les situations *juste avant*, les situations *avant* et les démarches de recherche d'emploi spécifiques à la population des chômeurs pour la construction rigoureuse de cet état.

D'une part, la situation *juste avant* ne nous permet pas de distinguer, chez les témoins, ceux qui étaient en inactivité de ceux au chômage. D'autre part, la situation *avant* ne nous permet pas non plus de différencier le parcours de type « uniquement le chômage » et le parcours de type « inactivité ». Chez les bénéficiaires, malgré que la situation *avant* indique chez certains d'eux une situation antérieure de type « uniquement le chômage » ou encore « inactivité », nous trouvons paradoxalement des derniers emplois occupés. Ce dernier constat est aussi valable pour les témoins.

Une éventuelle explication peut être avancée à ce sujet : le développement de l'activité réduite permet aux demandeurs d'emploi de rester inscrit à l'ANPE tout en exerçant une activité professionnelle.

Dans le panel, à vrai dire, plusieurs bénéficiaires/témoins ont déclaré avoir été indisponibles pour travailler, et ce, tout au long des périodes qui les séparent des dates d'entrée dans les dispositifs de référence. En effet, dans l'enquête, un module leur a été consacré.

Nous avons distingué ce public d'inactifs ou encore d'auto-exclus du marché du travail. Les principaux motifs de leur éloignement du marché du travail avant qu'ils se dirigent vers la politique de l'emploi (ou encore la non participation) sont : « élever un enfant », « le service national », « les problèmes de santé » ou tout simplement parce qu'ils « n'avaient pas envie ni besoin de travailler ». Toutefois, en raison des incohérences déjà citées, une identification correcte est nécessaire. Nous montrerons qu'il existe un éventail de personnes n'ayant pas perdu totalement le contact avec le travail à travers les emplois temporaires qui sont fortement majoritaires dans le panel. Il s'agit de la distinction entre l'optique administrative et l'optique enquête que nous conduisons ici (Delvaux [2005]).

Nous considérons qu'une personne est inactive si elle n'a pas, d'une part, effectué d'activité de recherche, et d'autre part occupé un dernier emploi avant. En conséquence, nous avons un parcours « uniquement le chômage » et aucune démarche de recherche d'emploi *avant*. L'identification rigoureuse du parcours « uniquement le chômage » est obtenue lors de la section suivante. Les démarches de recherche d'emploi sont données dans le tableau 5.9

Tab. 5.9 :  
Démarche de recherche avant (en % par type de dispositif effectué)

Type de démarche :	CIE	SIFE	CES	Témoins
Candidatures spontanées	70	74	76	76
Annonces	59	67	67	63
Inscription agence d'intérim	42	44	40	45
Rencontre de conseillers	63	76	77	72
Concours de la fonction publique	11	12	16	12
Appel aux relations personnelles	51	42	41	46
Aucune démarche	8	4	4	4

Enfin, nous retenons la variable « *pas\_recherche\_av* » (Tab. 5.9 bis) pour la modélisation qui prend la valeur 1 si l'individu n'a effectué aucune de ces démarches, 0 sinon. Bien évidemment, sont exclues les démarches ayant conduit au dispositif de référence.

Tab. 5.9 bis : Pas de recherche d'emploi  
(en % par type de première transition observée)

	CES	CIE	SIFE	Témoins
Emploi	32	69	45	41
Emploi aidé	25	2	7	6
Formation	3	0	3	1
Chômage	29	19	24	23
Inactivité	10	10	20	29

Source : DARES, Panel des bénéficiaires de politique d'emploi  
Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif (Tab 5.9 et 5.9 bis), la somme en colonne fait 100%

#### 5.4.4 Catégorie du dernier emploi avant

Après avoir précisé leur situation juste avant, les bénéficiaires/témoins apportent des éléments d'éclaircissement concernant le dernier emploi occupé.

En termes de situation avant, ceux qui sont concernés sont ceux ayant "un emploi régulier puis un chômage continu", "une succession de périodes de travail et de chômage" et "toujours travaillé"<sup>54</sup>.

<sup>54</sup> Néanmoins, à travers les fichiers de données, nous observons que les filtres appliqués (selon le type de la situation juste avant et le type de la situation avant) n'ont pas été respectés. En particulier, nous trouvons plusieurs bénéficiaires et témoins dont la situation *avant* ou encore le parcours professionnel de type "uniquement le chômage" ayant effectué un dernier emploi avant d'entrer dans les dispositifs de référence. Nous insistons, comme nous l'avons indiqué dans la section 5.4.2, sur le fait que la *situation avant* (les types de parcours) ne constitue qu'une appréciation subjective de la part des individus concernant leur situation antérieure sur le marché du travail.

Dans l'enquête, plusieurs questions ont été mobilisées concernant les caractéristiques du dernier emploi : "type de contrat signé", "durée", "catégorie socioprofessionnelle du salarié", "poste occupé précis" et "circonstances de sortie" : démission, licenciement, départ volontaire, cessation d'activité de l'entreprise ou fin de contrat.

Nous nous intéressons à la catégorie du dernier emploi occupé dont les modalités sont les suivantes : « indépendant », « CDI (hors contrat aidé) », « CDD (hors contrat aidé) », « emploi aidé, uniquement de type CIE, CES, CQ, CA », « missions d'intérim, de vacations », « autre activité » et « NSP ».

Après avoir attribué avec précision la modalité *i*) "pas d'emploi avant" pour les bénéficiaires et les témoins *juste avant* en « études » ainsi que pour ceux *avant* en « uniquement le chômage », car un dernier emploi qui n'a pas eu lieu signifie pas d'emploi, y compris pour cette première catégorie d'individus. En effet, rappelons que les personnes ayant été juste avant en études ne sont pas concernées<sup>55</sup>. Elles répondent directement au module de circonstances d'entrée en dispositif : projet recherché : 'trouver un emploi dans un domaine précis', 'suivre une formation pour trouver ensuite un emploi' ou 'aucun projet', ainsi que diverses questions concernant leurs *démarches de recherche d'emploi avant*.

Et *ii*) avoir éliminé la deuxième modalité de réponse à savoir « contrat aidé » qui fera l'objet de la section suivante, nous définissons la variable finale à travers les modalités suivantes : « indépendant », « CDI (hors contrat aidé) », « CDD (hors contrat aidé) » et « intérim », « autre activité »<sup>56</sup>. Enfin, nous retenons comme modalité de référence « indépendant » (Tab. 5.10).

Tab. 5.10 :  
Catégorie du dernier emploi avant (en % par type de dispositif effectué)

	Témoins	CES	CIE	SIFE
Pas d'emploi avant	19	23	23	35
Contrat aidé	13	18	11	12
CDI	25	16	26	20
CDD	27	30	23	18
Mission d'Intérim, de vacations	11	7	11	10
Indépendant	2	3	4	2
Autre activité	2	3	2	2

<sup>55</sup> Nous confirmons que les bénéficiaires/témoins ayant comme origine *juste avant* l'entrée dans les dispositifs de référence, les « études », ont été exclus. Il s'agit du principal filtre concernant cette information sur le dernier emploi occupé.

<sup>56</sup> Nous considérons que les individus n'ayant pas précisé la nature de leur dernier emploi juste avant ("la modalité NSP") en celle « autre activité ».

Tab. 5.10 bis :  
Catégorie du dernier emploi avant (en % par type de première transition observée)

	CES					CIE					SIFE					TEMOINS				
	Cat 1	Cat 2	Cat 3	Cat 4	Cat 5	Cat 1	Cat 2	Cat 3	Cat 4	Cat 5	Cat 1	Cat 2	Cat 3	Cat 4	Cat 5	Cat 1	Cat 2	Cat 3	Cat 4	Cat 5
Emploi	30	34	38	40	25	71	70	73	82	62	34	56	53	50	48	46	46	53	61	38
Emploi aidé	25	32	19	18	34	2	1	2	1	0	11	8	9	7	19	8	4	5	3	5
Formation	3	1	3	4	2	0,3	1	2	1	0	3	3	3	6	3	1	1	2	2	0
Chômage	32	24	32	31	31	19	17	16	11	27	39	24	26	27	23	25	26	22	19	29
Inactivité	10	9	9	7	8	8	11	7	6	11	13	8	8	10	6	21	22	17	15	28

Source : Panel des bénéficiaires – DARES (Tab. 5.10 et 5.10 bis)

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif (Tab. 5.10bis), la somme en colonne ne fait pas 100%.

Pour le Tab. 5.10, pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne fait 100%

Cat<sub>i</sub> (avec  $i = 1, 2, \dots, 5$ ) désigne, respectivement, les individus n'ayant pas eu d'emploi avant le chômage, ceux dont la catégorie du dernier emploi est un CDI, un CDD, des missions d'intérim, vacations et autres activités et les travailleurs indépendants.

#### 5.4.5 Le fait d'avoir effectué un contrat aidé avant

Si la notion du « dernier emploi avant » ne renvoie pas obligatoirement à une situation *juste avant* d'emploi : il s'agit d'un emploi effectué à un moment ou à un autre avant l'entrée en dispositif, la notion « avoir effectué un contrat aidé avant » ne renvoie pas de même à un dernier emploi de type aidé : il s'agit d'un contrat aidé effectué à un moment ou à un autre avant l'entrée en dispositif.

Nous cherchons, généralement, à l'aide de cette information, les traités/contrôle ayant effectué un contrat aidé, et ce, même si leur dernier emploi occupé correspond à un emploi aidé. Dans la section 5.4.4, nous avons en particulier ôté la modalité « contrat aidé » de la variable catégorie du dernier emploi occupé.

Dans l'enquête, la question adressée aux bénéficiaires/témoins est la suivante : « Avant votre entrée en dispositif de référence (resp. les périodes de chômage pour les témoins connues en P1/P2/ P3 : *périodes d'entrée des bénéficiaires*), avez-vous déjà eu un ou plusieurs contrats de travail, ou stages, aidés par l'Etat ? »

Nous désignons par *Aid1* le fait que l'individu a effectué un contrat aidé et par *Aid2* si ce contrat aidé correspond au dernier emploi effectué. En termes de modélisation, nous nous limitons à la première. Nous nous intéressons à la comparaison des transitions (Tab. 5.11 bis) ainsi qu'au comportement de participation aux dispositifs selon ces deux informations (Tab. 5.11).



Il s'agit dans la deuxième (*Aid 2*), d'un effet cumulé du contrat aidé effectué suivi du dispositif de référence ; voire si ce contrat aidé correspond lui-même au dispositif de référence (*i.e.* un ancien passage par le dispositif ou encore un renouvellement de la convention s'il s'agit du même employeur, le plus souvent le cas des CES) ; ou bien, *Aid 1* la première situation, *i.e.* le fait d'effectuer un contrat aidé généralement.

Tab. 5.11 :

A effectué un contrat aidé avant (en % par type de dispositif effectué) en comparaison avec le dernier emploi effectué qui est un contrat aidé

	Témoins	CIE	CES	SIFE
Contrat aidé avant	24	23	32	25
Le dernier emploi effectué est un contrat aidé	13	18	11	12

Tab. 5.11 bis :

Avoir effectué un contrat aidé avant (en % par type de première transition observée) en comparaison avec le dernier emploi effectué qui est un contrat aidé

	CES		CIE		SIFE		TEMOINS	
	<i>Aid1</i>	<i>Aid2</i>	<i>Aid1</i>	<i>Aid2</i>	<i>Aid1</i>	<i>Aid2</i>	<i>Aid1</i>	<i>Aid2</i>
Emploi	32	31	71	69	48	43	45	41
Emploi aidé	27	29	3	4	11	11	8	9
Formation ou études	1	1	1	0	4	5	1	0
Chômage	29	29	18	17	28	32	25	27
Inactivité	10	10	7	10	9	9	21	23

Source : Panel des bénéficiaires – DARES (Tab 5.11 et 5.11 bis)

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne fait 100%

## 5.5 Les difficultés particulières sur le marché du travail

### 5.5.1 La discrimination

Rappelons tout d'abord que dans les travaux précédents d'évaluation de la politique de l'emploi et d'étude du le marché du travail, nous nous sommes limités à l'information sur la *nationalité* (variable binaire indiquant si le demandeur d'emploi est Français ou non). En effet, il s'agit d'une information qui peut traduire une certaine préférence de la part des employeurs vis-à-vis des travailleurs français. Dans notre panel, nous comptons, à *contrario*, 25 variables sans qu'aucune n'abordent cette interrogation<sup>57</sup>. Elles constituent des réponses sur le fait :

1. D'avoir été au moins une fois victime de discrimination<sup>58</sup> ;
2. La fréquence : une fois, plusieurs fois ou très souvent ;
3. La cause : nom, couleur de peau, accent, lieu de résidence, sexe, âge, particularité physique, autre raison ou je ne sais pas pourquoi ;
4. Le lieu : dans votre emploi, au cours d'une formation ou des formalités associées, au cours de votre recherche d'un emploi/formation, autres ;
5. Avec qui cela vous est-il arrivé: un employeur, un/plusieurs supérieurs hiérarchiques, un/plusieurs collègues, le public ou des clients, ANPE, mission locale/PAIO, autres services d'accès à l'emploi, services d'un organisme de formation, un formateur, autres ;

Dans notre évaluation, le choix de la variable finale à retenir doit être discuté. En effet, nous nous limitons à l'information sur les causes de la discrimination, notamment celles qui portent sur les trois premières (nom, couleur de peau, accent). Nous construisons la variable correspondante et nous la labélisons alors « *a été victime de discrimination sur l'origine* ».

Par précaution, nous ne retiendrons que les caractéristiques qui semblent le mieux refléter le phénomène de discrimination. Tout compte fait, l'ensemble des réponses fournies par les bénéficiaires/témoins ayant été victimes ou non de discrimination sont des estimations subjectives. Plus particulièrement, certains auteurs ont montré que lorsqu'il s'agit d'une variable déclarative (état de santé, satisfaction, motivation, etc.), les réponses fournies sont souvent influencées par la situation que vivent les individus questionnés, notamment sur le marché du travail<sup>59</sup>. En conséquence, ceux qui connaissent des problèmes d'emploi auront tendance à donner une image plus négative.

---

<sup>57</sup> En effet, en France, contrairement aux Etats-Unis, les données statistiques selon l'origine, la race, la couleur de peau, etc., des individus sont interdites.

<sup>58</sup> Etre victime de discrimination en termes de situation antérieure sur le marché du travail : par exemple, lors d'un entretien de recrutement, d'un stage de formation, de l'exercice de son emploi, etc.

<sup>59</sup> Voir, par exemple, Bulter, Mitchel, Pincus (1987), « Measurement error in self-reported health variable », *Review of Economics and Statistics*, 69.

Nous pouvons imaginer, par exemple, un demandeur d'emploi souffrant d'une particularité physique qui vient de se voir refuser un poste à la suite d'une longue période de chômage. Cette décision négative peut créer chez lui le sentiment d'avoir été victime de discrimination alors que la réalité est tout autre : le poste a tout simplement été attribué à une personne plus compétente. Concernant cette variable '*discri\_particularite\_physique*', nous ne l'intégrons pas dans la modélisation des choix de participation à la politique de l'emploi parce qu'on utilisera une variable fournissant une information similaire mais plus précise (section suivante : *handicap / problèmes de santé* »).

De même, nous n'introduisons pas l'information '*discri\_lieu\_residence*' malgré qu'elle indique une des principales causes de discrimination sur le marché du travail français, à savoir les lieux de résidence des demandeurs d'emploi. En effet, notre variable retenue '*discri\_orig*' l'inclut *a priori* : une grande partie des demandeurs d'emploi discriminés à cause de leur nom, de leur couleur de peau ou de leur accent habitent souvent dans des lieux de résidence reconnus comme étant des ZUS (zones urbaines sensibles : quartiers HLM, etc.). Notons enfin que nous possédons l'information exacte sur la distribution géographique des lieux de résidence des bénéficiaires et des témoins, (variable « *code\_postal* »), qui sera utilisée afin d'affiner l'appariement. Par exemple, un bénéficiaire du département 93 sera comparé à un témoin du même département. Ainsi, à l'aide de cette information, nous différencions les taux de participation à la politique de l'emploi et ceux de transition après la sortie.

Toutes choses égales par ailleurs, on peut participer à un programme d'aide à l'emploi pour des raisons de discrimination (Tab. 5.12) ou encore expliquer le fait d'être au chômage après la sortie en raison du même problème (Tab. 5.12 bis avec comparatif '*discri\_orig*' et '*discri\_total*'). Enfin, notre variable retenue '*discri\_orig*' est plus précise que celle '*nationalité*'. En effet, il est très facile d'observer des personnes discriminées sur le marché du travail alors qu'elles sont de nationalité française. Il s'agit d'une réalité non prise en compte dans les évaluations précédentes. Ces demandeurs d'emploi français sont discriminés notamment à cause de la connotation de leur nom, de leur couleur de peau ou de leur accent. Finalement, la nationalité, en toute rigueur, n'est pas une variable exogène car on peut la changer.

Tab. 5.12 : Avoir été victime de discrimination  
(en % par type de dispositif effectué)

	SIFE	CES	CIE	Témoins
<b>Victime de discrimination selon :</b>				
<i>Origine</i> (nom, couleur de peau, accent)	5,2	2,8	1,1	2,8
<i>Lieu de résidence</i>	1,3	0,5	0,6	0,6
<i>Homme/femme</i>	3,8	2,2	2,1	2,1
<i>Age</i>	5,8	5,0	4,5	4,3
<i>Particularité physique</i>	4,6	2,2	1,4	2,2
<i>Autre raison</i>	5,3	3,7	3,5	4,6
<i>Ne sait pas pourquoi</i>	0,3	0,4	0,3	0,3
<b>Dans l'ensemble</b>	20,5	14,4	11,7	14,8

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne ne fait ni 100%, ni la proportion des individus victimes de discrimination : la mention 'dans l'ensemble' <sup>60</sup>

Tab. 5.12 bis : Avoir été victime de discrimination  
(en % par type de première transition observée)

	CES		CIE		SIFE		TEMOINS	
	Discri total	Discri orig	Discri total	Discri orig	Discri total	Discri orig	Discri total	Discri orig
Emploi	22	28	65	67	37	36	44	40
Emploi aidé	20	11	8	0	20	20	9	11
Formation ou études	4	7	1	0	2	3	2	1
Chômage	48	52	24	33	35	35	35	41
Inactivité	5	2	2	0	5	7	10	7

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne fait 100%

<sup>60</sup> Chaque fichier de données compte 25 variables. Paradoxalement, le problème des données manquantes dans le panel touche la variable principale (*victime\_discri*) celles spécifiques (*discri\_orig*, *discri\_lieu\_resid*, etc.). Nous attirons l'attention. Nous créons enfin une nouvelle variable "*discri*" qui prend la valeur 1 si au moins une de ces dernières variables est égale à 1, 0 sinon.

### 5.5.2 Handicaps/problèmes de santé avant

Parce qu'ils croient que la relation entre handicap et productivité est décroissante, les employeurs hésitent à recruter les demandeurs d'emploi handicapés. En réalité, il s'agit d'un cercle vicieux alimenté des deux côtés : à travers les employeurs, à défaut d'adapter un environnement de travail adéquat aux travailleurs handicapés, ces derniers ont une productivité moindre (comparativement aux demandeurs d'emploi dits 'normaux') ; à travers les travailleurs handicapés, ceux-ci se sous-investissent en formation malgré une plus faible qualification en moyenne observée chez eux. Ce dernier point est important. En effet, au-delà du fait que le niveau de qualification de la personne handicapée dépend du type de son handicap, la faiblesse du niveau de qualification s'explique par le problème de la discrimination sur le marché du travail. La discrimination intériorisée par les personnes handicapées entraîne un sous-investissement de leur part dans la formation.

Les politiques de l'emploi ont été très attentives sur ce point. Parmi les critères d'éligibilité aux dispositifs de la politique active de l'emploi (formation générale, dispositifs non marchands, etc.), avoir un handicap constitue un critère d'éligibilité très important : il confère un statut de *catégorie très prioritaire*. Aussi distinguerons-nous les problèmes de santé dans cette section.

En somme, l'information sur le handicap / les problèmes de santé sont deux fois plus utiles comme caractéristiques individuelles à observer chez les bénéficiaires et les témoins pour l'évaluation. D'une part, il s'agit d'un critère d'éligibilité pour le premier (le handicap), et d'une variable explicative de comportement de recherche d'emploi (de participation aux dispositifs) pour les deux. D'autre part, celles-ci constituent un facteur de différenciation potentiel des taux de sortie du chômage à la fin des dispositifs effectués.

Dans le panel, les données disponibles sur ces problèmes sont très détaillées. Rappelons tout d'abord que l'information collectée dans les enquêtes antérieures correspond à une simple variable déclarative recueillant l'opinion des individus sur leur état de santé : « mauvais, moyen, bon, très bon ». En revanche, on s'est intéressé à ce thème d'une façon très précise : problème de santé (dans son sens réduit), handicap et travailleurs handicapés. Au-delà des trois premières variables qui indiquent respectivement si l'individu a eu un *ème de santé/de handicap*, son *ancienneté* et sa *cause/origine* : *problème de naissance, accident de travail, maladie professionnelle, accident lié au travail* ou *maladie non liée au travail*, la variable « *handi* » indique les travailleurs handicapés (Tab. 5.13).

Par ailleurs, trois autres variables signalent l'ampleur du problème de santé/de handicap : sa « *reconnaissance* » auprès de la COTOREP, de la CDES ou '*autre type de reconnaissance*'. Enfin, deux dernières variables correspondent à une appréciation subjective de la part des de-

mandeurs d'emploi sur l'impact de leur problème de santé/handicap concernant respectivement leur « *décision* » de travailler et la « *nature/qualité* » du travail produit.

Tab. 5.13 :  
Problèmes de santé/de handicap (en % par type de dispositif)

	CIE	SIFE	CES	Témoins
Déclare avoir un problème de santé/de handicap	36	46	41	14
Problème de santé / de handicap reconnu	9	27	12	6
Travailleur handicapé	13	23	12	10

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne ne fait ni 100% ni la proportion des individus déclarant avoir eu un problème de santé/de handicap.

La variable souvent mobilisée dans les évaluations précédentes "état de santé : mauvais, moyen, etc." correspond approximativement dans notre panel à l'avant-dernière variable ci-dessus (décision de travailler). Un individu peut refuser de participer à un dispositif d'aide à l'emploi en raison d'un problème grave de santé (état de santé très « mauvais »).

En revanche, nous utiliserons une information plus précise : nous nous limitons à l'information indiquant si le problème de santé /handicap est reconnu ou non. L'explication est la même concernant celle sur la discrimination (section précédente). En effet, au-delà des deux variables indiquant si l'individu a eu, d'une façon générale, un problème de santé/ handicap, ou encore si c'est un travailleur handicapé, notre information ainsi mobilisée s'avère plus discriminante afin de refléter le critère d'éligibilité et d'éviter le biais de surdéclaration.

Dans le fichier CIE, par exemple, parmi les 36% de participants se déclarant avoir un problème de santé/handicap, la proportion de ceux dont le problème est reconnu n'est que de 9%.

La variable que nous construisons est la concaténation de ces trois variables indicatrices par type de reconnaissance. Elle indique, tout organisme de reconnaissance confondu, si le problème de santé/handicap du bénéficiaire/témoin est reconnu ou non Par ailleurs, elle permet de regrouper l'information générale sur le problème de santé/handicap et celle sur les travailleurs handicapés : demandeur d'emploi ou encore travailleur dont le problème de santé/handicapé est reconnu<sup>61</sup>.

<sup>61</sup> Nous pouvons inverser le codage de la variable *problème de santé/handicap non reconnue* pour obtenir la même information. En effet, ce changement de variable est particulièrement utile pour éviter les cas où le type de handicap/problème de santé est reconnu par plusieurs organismes à la fois.

Enfin, nous désignons par *Pb1* les bénéficiaires/témoins déclarant avoir un problème de santé/ handicap et par *Pb2* ceux dont le problème est reconnu. En termes de transition, toutefois, (Tab. 5.13 bis) les proportions deviennent équivalentes : dans le cas du CIE par exemple, 69% des transitions des bénéficiaires sont vers l'emploi régulier (*Pb2*) comparativement aux 68% de ce même type de transition pour les *Pb 1*.

Tab. 5.13 bis :  
Problèmes de santé (en % par type de première transition observée)

	CES		CIE		SIFE		TEMOINS	
	Pb1	Pb2	Pb1	Pb2	Pb1	Pb 2	Pb1	Pb2
Emploi	25	28	67	68	39	39	22	27
Emploi aidé	30	25	2	2	10	10	12	9
Formation ou études	4	3	1	1	5	4	1	2
Chômage	26	32	14	19	32	34	41	42
Inactivité	15	11	16	11	14	13	24	21

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne fait 100%

### 5.5.3 Disposer d'un moyen de transport personnel, absence de permis de conduire et problèmes de transport

Le transport est un moyen important dans la démarche de prospection d'emploi. Bouabdallah *et al.* [2007] montrent que l'élargissement de la zone de recherche d'emploi permet de réduire les durées de chômage des demandeurs d'emploi. De plus, l'accroissement des offres d'emploi qui accompagnent ce choix compense largement les coûts directs et d'opportunité liés à cette activité<sup>62</sup>. Selon le statut de la personne en formation '*pour se rendre sur le lieu de la formation*', en emploi '*lieu du travail*', ou encore en recherche d'emploi '*démarches de prospection*', trois types d'information ont été collectés dans le panel. Elles concernent :

- 1) Le moyen de transport le plus utilisé : à pied ; transports en commun ; automobile ; deux-roues motorisé ; vélo ; aucun ;
- 2) Le temps moyen mis en déplacement ;
- 3) Les problèmes de transport qui gênent : absence de transport public ; transport public inadapté ; prix trop élevé des transports ; absence de transport personnel ; éloignement/temps de transport ; absence de permis de conduire ; prix trop élevé du carburant ; autres.

<sup>62</sup> Ces résultats ont été obtenus à partir de l'enquête 'TDE – MLT'. Cf. Bouabdallah K., Cavaco S. et Lesueur J. [2007], « Recherche d'emploi, Contraintes Spatiales et Durée de chômage : une analyse microéconométrique ».

Par ailleurs, trois autres types d'information, sans distinction du statut de la personne, ont été collectés :

- 4) Avez-vous le permis de conduire auto ou moto ?
- 5) Possédez-vous actuellement un/plusieurs moyen(s) de transport personnel(s) ?
- 6) Bénéficiez-vous d'une aide financière ou matérielle pour vos déplacements ?

L'ensemble de ces informations ont été collectées à deux dates différentes : date d'entrée en traitement et date de vague de l'enquête [2003]. Nous retenons les informations 3), 4) et 5). Notre objectif est de tenir compte de l'hétérogénéité des bénéficiaires et des témoins en termes d'activité de transport (problèmes et moyens de transport empruntés). La voiture ne constitue pas le seul moyen. D'ailleurs, celle-ci constituait la seule variable mobilisée dans les évaluations précédentes (à défaut de données le plus souvent disponibles) ; d'où la première variable que nous dégagons concernant le transport (information 5) : '*disposer d'un moyen de transport personnel*'.

Nous inversons les codes de l'information 4) pour obtenir la variable '*sans\_permis\_av*' : ceux qui empruntent les transports publics,... . En outre, nous construisons la variable '*pb\_transp\_av*' (information 3). Nous supprimons néanmoins les modalités 'absence de transport personnel' et 'absence de permis de conduire'. Celles-ci seront redondantes étant donné que nous les utilisons déjà les variables '*sans\_permis\_av*' et '*automoto\_av*'. Les autres modalités étant regroupées, la variable '*pb\_transp\_av*' indique tout problème de transport confondu si l'individu en rencontre.

Le regroupement des différentes modalités *des problèmes de transport* ne signifie pas forcément une perte d'information. Soulignons avant tout que cette information, de par ces modalités détaillées et très précises, constitue une nouveauté dans le panel par rapport aux enquêtes précédemment conduites.

Dans notre choix de modélisation, la différenciation des individus, selon qu'ils ont ou non un permis de conduire *et/ou* un moyen de transport personnel, nous permet de deviner leur type de problème de transport. Par exemple, *i*) si le bénéficiaire/témoin est renseigné comme étant une personne ayant un problème de transport (d'après notre variable générale '*pb\_transp\_av*') alors qu'il possède un permis de conduire et une voiture, son problème de transport sera alors de type *prix trop élevé du carburant*. *ii*) S'il ne possède pas de moyen de transport personnel, au-delà du fait qu'il a le permis de conduire ou non, son problème sera de type « transport public inadapté » ou encore « prix trop élevé des transports ».



Par le jeu de ces trois variables, ainsi, nous différencions la population des bénéficiaires et des témoins en trois sous-populations : ceux qui n'ont pas de problème de transport (outre le fait qu'ils ont ou non le permis de conduire *et/ou* un moyen de transport personnel), ceux qui ont un problème de transport lié au transport public et ceux ayant un problème de transport lié à leur moyen de transport (prix trop élevé du carburant etc.).

Tab. 5.14 :

Transport (en % par type de dispositif effectué) avant l'entrée et après la sortie<sup>63</sup>.

	CES	CIE	SIFE	TEMOINS
Problèmes de transport avant	32	18	30	26
Permis de conduire avant	72	88	77	81
Permis de conduire après	77	92	82	86
Voiture/moto avant	67	84	71	75
Voiture/moto après	72	88	77	81

Tab. 5.14 bis :

Transport (en % par type de première transition observée)

	CES			CIE			SIFE			TEMOINS		
	Tran 1	Tran 2	Tran 3	Tran 1	Tran 2	Tran 3	Tran 1	Tran 2	Tran 3	Tran 1	Tran 2	Tran 3
Emploi	30	35	35	62	73	73	40	48	49	41	53	54
Emploi aidé	22	25	26	2	2	2	10	10	10	5	6	6
Formation	3	3	2	2	1	1	4	3	3	1	2	2
Chômage	35	28	28	23	16	16	35	29	29	22	27	26
Inactivité	10	9	9	10	8	8	10	10	10	31	12	12

Source : Panel des bénéficiaires – DARES (Tab. 5.14 et 5.14 bis)

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne fait 100%

Tran<sub>*i*</sub> (avec *i* = 1, 2 et 3) constitue, respectivement, les variables *problèmes de transport avant*, *permis de conduire avant* et *auto/moto avant*.

<sup>63</sup> Nous considérons que si un individu *i* n'avait pas le permis en 2003 (deuxième vague d'enquêtes) alors il ne l'avait pas non plus en 2002 (première vague). Inversement, s'il avait en 2002, alors il l'avait en 2003. Aussi nous considérons qu'un individu qui n'avait pas de permis de conduire ni en 2003 ni en 2002, alors il n'avait pas à ces deux dates, etc. Il s'agit des principales conditions logiques appliquées afin de remplir les données manquantes des variables *permis\_av* (resp. *apr*), *moyen\_transp\_perso\_av* (resp. *apr*), toutefois, selon un ordre précis et un processus répétitif jusqu'à l'obtention de zéro changement effectué par le logiciel. Plus particulièrement, les données manquantes de '*moyen\_transp\_perso\_apr*' (resp. *av*) ne sont corrigées qu'après avoir épuisé les conditions logiques de remplissage des informations sur les permis (auto et moto). Notons enfin que nous n'avons pas constaté d'incohérence entre les vagues d'enquête.

## 5.6 La situation financière avant/après l'entrée

Dans le cadre de l'évaluation des politiques de l'emploi, la situation financière des bénéficiaires et des témoins avant/après l'entrée en dispositifs constitue une information capitale. Avant l'entrée, elle est un critère principal d'entrée, dans certains dispositifs, et un facteur susceptible d'influencer les taux de sortie du chômage. Après la sortie, elle constitue un critère d'efficacité de ces dispositifs, notamment en termes d'amélioration des conditions de vie des bénéficiaires comparativement à celles des témoins. Enfin, pour nos dispositifs à évaluer, être bénéficiaire du RMI (actuellement le RSA, Revenu Solidarité Actif<sup>64</sup>) ou de l'allocation indemnité de chômage confère un statut prioritaire au participants<sup>65</sup>.

Dans le panel, les informations sur la situation financière des bénéficiaires/témoins avant et après sont très détaillées. Au-delà du fait qu'elles portent sur les trois dates-clefs de l'enquête, avant la participation, 3 ans et 4 ans (en moyenne) après la sortie<sup>66</sup>, elles concernent presque tout type de ressources que potentiellement un demandeur d'emploi peut recevoir : allocation de chômage (AUD, ASS), indemnité de stage, allocation de formation, RMI, salaire, autres types de ressources (petits travaux occasionnels, préretraite, retraite, aides de la famille,...), allocations familiales, adulte handicapé et autre type d'allocation (jeune enfant, allocation logement, parentale, parent isolé,...). De plus, nous connaissons le montant exact du revenu total mensuel (tout type de ressources confondu) (la variable continue et par tranches).

En somme, nous comptabilisons un nombre très élevé de variables. La variable revenu total, par exemple, (continue et par tranches) a été renseignée après la définition de la variable unité monétaire (€ ou Fr). Les individus ainsi qui ont des doutes sur le montant en euros, peuvent l'indiquer en franc. De même, les individus qui ont refusé de donner le montant exact de leur revenu – ce qui explique le sérieux problème de données manquantes touchant la variable continue – peuvent toujours renseigner la tranche de revenu à laquelle ils appartiennent.

Il s'agit d'un nombre de variables sur la situation financière qui dépasse largement celui des modalités de réponses proposées afin de prendre en compte les éventuels cumuls des types de ressources<sup>67</sup>.

---

<sup>64</sup> Pour l'évaluation de ce dispositif, voir le Rapport final du comité d'évaluation des expérimentations dirigé par M. François Bourguignon, décembre 2009.

<sup>65</sup> Nous pouvons également citer les chômeurs de longue durée. Toutefois, ceux-ci touchent naturellement le rSa. Pour les éventuelles autres catégories de bénéficiaires ayant la priorité, cf. Annexe B du chapitre 3 « Comparatif des caractéristiques des dispositifs de la politique de l'emploi étudiés dans le panel » onglet *public visé, en priorité*.

<sup>66</sup> Exactement en 2002 et en 2003 (date des première et deuxième vagues d'enquêtes).

<sup>67</sup> 30 variables ont été constituées, par fichier de données.

Enfin, l'appréciation subjective des bénéficiaires et des témoins sur leur situation financière est propre à leur celle après la sortie (vague 2003 : c'est juste, il faut faire attention, je ne peux pas y arriver sans faire de dettes, etc.).

Néanmoins, dans le panel, deux spécificités caractérisent l'ensemble de ces variables. D'une part, elles obéissent à une question-filtre renouvelée à chaque date-clef indiquée ci-dessus : sur le fait que le bénéficiaire/témoin est célibataire ou non. D'autre part, elles souffrent d'un problème d'incohérence (inter et intra-vagues), de modalités non harmonisées, de données manquantes et de faux découpage de la variable en tranches<sup>68</sup>.

Dans un premier temps, nous nous intéresserons à la définition de la variable « *revenu* » que nous retiendrons pour la modélisation (montant exact ou en tranches ; individuel ou couple ?) des différents choix de participation aux dispositifs à évaluer (Section 5.6.1). Dans un second temps, nous examinerons les types d'allocations à prendre en considération (Section 5.6.2).

### 5.6.1 Revenu du ménage

A travers les différentes vagues d'enquêtes du panel, le montant du revenu mensuel renseigné est tantôt celui de l'individu s'il est célibataire, tantôt le cumul de son revenu et celui de son conjoint s'il vit en couple. Pour cette dernière situation, il atteint des montants supérieurs à 6000 € (Tab. 5.15). En revanche, il ne dépasse pas les 2700 € lorsque l'individu se déclare célibataire.

La non différenciation entre ressources du bénéficiaire et ressources du conjoint nous pose un sérieux problème pour aboutir à une comparaison cohérente et globale des différentes situations financières, non seulement des bénéficiaires, mais aussi des témoins et celles entre les bénéficiaires et les témoins (resp. avant, après et avant/après).

Pour notre modèle d'explication des choix de participation, néanmoins, nous justifions que ce problème n'aura pas d'incidence sur les variables pré-traitements à mobiliser : variables « *revenu* » et « *revenu\_tranches* ». En effet, le revenu ne figure pas parmi les critères d'éligibilité aux programmes français, contrairement à ceux d'aide à l'emploi Nord-Américains. Il s'agit

---

<sup>68</sup> Cette faute est récurrente dans le panel (*âge/lâge en tranches*, nombre d'enfants, etc.). Ceci nous invite à 'réclamer' plus de rigueur dans la construction des différentes variables. Notre stratégie de correction a consisté à se baser sur la variable continue (le '*revenu*' dans notre cas précis). Plus particulièrement, nous avons réalisé notre propre découpage. Toutefois, un arbitrage reste à réaliser : des incohérences se manifestent entre les deux informations. D'une façon générale, afin que nous remplissions les données manquantes des nouvelles variables en tranches issues des variables continues, nous avons eu recours aux observations des variables en tranches initiales auxquelles ne correspond aucune observation dans les variables continues (initiales).

plutôt de l'information sur la perception de minima sociaux qui demeure primordiale (Section suivante). Enfin, nous répondons à ce problème de filtre lors de la construction de la variable post traitement : Section 6.3.4 du chap. 6 "peut-on accepter le revenu comme critère d'évaluation ?".

En conséquence, les variables « *revenu* » et « *revenu\_tranches* » peuvent être utilisées directement dans le modèle. Nous n'avons pas besoin de les croiser avec la variable « *célib* » (Section 5.3) ; tel est le cas pour les variables de la situation familiale, d'où le titre de la section (revenu du ménage). Enfin, nous retenons la forme quadratique ( $revenu + revenu^2$ ). Les justifications de ce choix sont les mêmes que pour l'âge (voir section 5.2.2).

Finalement, le tableau suivant dresse les catégories des bénéficiaires/témoins par tranches de revenu (en pourcentage) et par type de dispositif effectué avant et après la participation.

Tab. 5.15 : Revenu en tranches (en % par type de dispositif effectué, comparatif bénéficiaires/éligibles, avant-après l'entrée)<sup>69</sup>

Revenu en tranches	Après la sortie de ces dispositifs											
	Avant l'entrée dans ces dispositifs				A la date de la 1ère vague d'enquêtes				A la date de la 2ème vague d'enquêtes			
	CES	CIE	SIFE	TEM	CES	CIE	SIFE	TEM	CES	CIE	SIFE	TEM
Moins de 381 €	30	26	20	19	8	3	8	7	6	2	7	6
De 382 à 609 €	21	15	20	16	12	5	14	9	13	4	12	9
De 610 € au SMIC	4	4	7	5	8	3	5	4	6	3	6	4
Le SMIC	5	6	5	6	5	3	4	3	3	2	3	3
Du SMIC à 915 €	5	8	7	8	11	8	10	8	10	6	8	6
De 916 à 1 067 €	6	7	7	7	9	9	10	8	10	8	9	8
De 1 068 à 1 219 €	7	6	7	8	7	8	9	9	8	9	8	8
De 1 220 à 1 524 €	11	11	12	13	13	14	12	15	15	15	14	14
De 1 525 à 1 829 €	5	7	7	7	9	12	9	11	10	10	9	12
1 830 € et plus	6	11	8	11	16	33	20	26	20	40	26	30

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : Pour chaque dispositif, la somme en colonne fait 100%

<sup>69</sup> Le filtre en couple/célib est fréquent dans l'enquête. Différentes variables ont été construites selon le fait que : (1) « le bénéficiaire/témoin vit seul ou seul chez ses parents » ou (2) « vit en couple ou en couple chez ses parents » *i.e.* selon la variable « *célib* » (voir section 5.2.4). Les questions sur la situation financière ont été ainsi formulées : « Quels types de ressources percevez-vous personnellement ? » ou encore « Quels types de ressources percevait votre couple ? ».

### 5.6.2 Perception d'allocation (RMI et Allocation chômage)

La perception d'allocations (indemnité chômage partiel / totale, RSA, allocations sociales) au début de l'épisode de chômage des individus et la durée totale d'affiliation au régime de l'assurance chômage sont souvent les variables mobilisées dans le cadre de l'évaluation des politiques de l'emploi et de l'impact sur les comportements des demandeurs d'emploi: trappe à l'inactivité, nécessité de la dégressivité des allocations chômage, etc.<sup>70</sup>. En effet, connaissant la perception de ces formes d'allocations et l'arrivée à l'approche des fins de droit, nous pouvons estimer leur effet potentiel sur les taux de sortie des demandeurs d'emploi vers l'emploi, voire leur décision de participer à la politique active de l'emploi, en l'occurrence à nos dispositifs.

Dans le panel, nous ne possédons pas de profils précis d'indemnisation des bénéficiaires et des témoins. Par ailleurs, sur quels types d'allocations doit-on s'appuyer ? Après avoir harmonisé les nombreuses modalités des types de ressources (avant/après), nous construisons les variables indicatrices 'TypRess<sub>*i*</sub>' correspondantes :

- TypRess<sub>1</sub> : Salaire, pré-retraite, retraite
- TypRess<sub>2</sub> : Petits travaux occasionnels
- TypRess<sub>3</sub> : Allocation chômage (AUD, ASS)**
- TypRess<sub>4</sub> : Indemnités de stages ou allocation formation
- TypRess<sub>5</sub> : RMI**
- TypRess<sub>6</sub> : Allocations familiales
- TypRess<sub>7</sub> : Allocation logement
- TypRess<sub>8</sub> : Autres types d'allocation (parent isolé, adulte handicapé...)
- TypRess<sub>9</sub> : Aides de la famille
- TypRess<sub>10</sub> : Autre
- TypRess<sub>13</sub> : Aucun(e)

Il est clair que l'ensemble de ces variables indicatrices, notamment 'TypRess<sub>3</sub>' et 'TypRess<sub>5</sub>' qui seront dorénavant nommées '*rmi*' et '*alloc\_chômage*', sont affectées par le filtre (*célibataire / couple*). En particulier, lorsqu'il s'agit d'un couple, nous ne pouvons pas deviner si c'est le bénéficiaire du programme *et/ou* son conjoint qui est (sont) bénéficiaire(s) du RMI ou de l'allocation chômage.

---

<sup>70</sup> Pour une formalisation économique du problème de trappe à l'inactivité, voir, entre autres, Van Den Berg [1990] et Prieto [2000]. Pour une étude empirique de l'impact des allocations chômage au cas français voir, en particulier, Dormont, Fougère et Prieto [2001]. Concernant le RMI, cf. Rioux [2001] ou encore Zoyem [2001].

$$\begin{array}{l}
 rmi \left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ l'individu ou le couple [Le (la) participant(e) et/ ou son conjoint} \\ \text{bénéficie(ent) du RMI]} \\ 0 \text{ sinon} \end{array} \right. \\
 \\
 Alloc\_Chomage \left\{ \begin{array}{l} 1 \text{ l'individu ou le couple [Le (la) participant(e) et/ ou son conjoint} \\ \text{bénéficie(ent) de l'allocation chômage (AUD, ASS)]} \\ 0 \text{ sinon} \end{array} \right.
 \end{array}$$

Nous construisons la variable 'rmi\_cho' qui concatène ces deux dernières variables. Cette agrégation ne pose pas de problème sur la modélisation. Nous nous intéressons aux participants : bénéficiaires du RMI ou de l'allocation chômage. Par ailleurs, le filtre (*célibataire/couple*) n'a pas d'impact sur cette information. Même si c'est le conjoint qui s'avère réellement être la personne qui perçoit l'allocation chômage ou encore le RMI plutôt que le bénéficiaire (le participant au dispositif), ce dernier demeure prioritaire à l'entrée : il s'agit d'un allocataire au titre du conjoint.

Tab. 5.16 : Perception d'allocations (en % par type de dispositif, comparatifs : bénéficiaires/éligibles, avant-après l'entrée)

Types de ressources :	Après la sortie de ces dispositifs											
	Avant l'entrée dans ces dispositifs				A la date de la 1ère vague d'enquête				A la date de la 2ème vague d'enquête			
	CES	CIE	Sife	TEM	CES	CIE	Sife	TEM	CES	CIE	Sife	TEM
Aucune ressource	7	4	2	5	1	0	1	1	-	-	-	-
Salaire	41	54	44	52	73	85	70	77	61	70	69	78
Allocation chômage	36	43	43	51	28	17	22	22	21	13	23	18
RMI	31	11	26	8	7	3	11	7	6	1	9	7
Allocation formation	2	2	1	1	1	0,3	1	1	1	0	1	1
Allocations familiales	21	20	30	21	21	22	30	23	19	21	29	28
Allocation logement	20	12	21	14	23	11	23	16	22	13	28	19
Autre allocation	5	4	7	4	8	6	9	6	7	5	8	5
Petits travaux	2	4	1	4	1	1	1	1	0,26	1	1	0,48
Aide de la famille	2	2	1	2	1	1	2	1	4	4	6	5
Autre ressources	5	5	3	4	5	3	4	3				

Tab. 5.16 bis : Perception d'allocations (en % par type de première transition observée)

	CES			CIE			SIFE			TEMOINS		
	Non	RMI	chô	Non	RMI	chô	Non	RMI	chô	Non	RMI	chô
Emploi	36	33	35	74	66	70	49	37	47	51	27	51
Emploi aidé	25	23	25	2	1	2	11	13	7	5	13	5
Formation	2	2	2	1	2	1	3	4	4	2	2	1
Chômage	28	32	29	16	22	19	27	38	31	22	34	24
Inactivité	9	10	9	9	9	8	10	7	11	20	24	19

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : pour chaque échantillon de dispositif (Tab. 5.16 bis), la somme en colonne fait 100%. Pour le Tab. 5.16, la somme en colonne ne fait pas 100%. Un individu peut cumuler plusieurs types de ressources en effet : salaire, allocation logement, aide de la famille, etc.<sup>71</sup>

## 5.7 Les variables inédites pour l'évaluation (nouveau du panel)

### 5.7.1 Objectif principal avant et raison d'acceptation du dispositif de référence

Les raisons des demandeurs d'emploi à entrer dans tel ou tel dispositif, dans notre panel, constituent une richesse d'informations. En effet, pour un même programme, la décision de participation selon les individus se joue sur divers déterminants où, dans les évaluations précédentes, les données utilisées ne contiennent aucune, voire très peu d'informations. Nos données révèlent notamment que les objectifs des bénéficiaires sont plus ou moins éloignés de ceux des dispositifs choisis.

Si l'on interroge les bénéficiaires sur ces raisons, ils déclarent : *pour ne pas rester sans rien faire* (86%), *pour améliorer ma situation financière* (79%), *pour acquérir une expérience / une formation* (53%) ; *parce que ça correspondait à ce que je cherchais* (69%) et *autres raisons* (25%), avant leurs dates d'entrées dans les dispositifs effectués.

En effet, ce n'est pas toujours l'objectif de la formation ni celui de l'accès à l'emploi durable qui captent par défaut l'attention des participants. Chez les jeunes, l'effet redistributif (l'aide financière), en premier lieu, et la resocialisation, en second lieu (la fonction de refuge qu'offre le dispositif contre le chômage), seront préférés à la fonction de pont vers l'emploi stable (notamment à l'aide de la formation)<sup>72</sup>.

<sup>71</sup> Par ailleurs, nous n'apportons pas les taux d'accroissement correspondants. Il ne s'agit que de statistiques descriptives. Cf. section 6.8.6 du chap. 6, pour l'impact du passage sur le revenu proprement dit.

<sup>72</sup> Cf. chap. 2, section 2.4 « Retour sur le comportement d'auto-sélection des demandeurs d'emploi » pour une analyse plus approfondie.

Si l'on interroge ces mêmes bénéficiaires sur leurs projets, suite à leur participation aux dispositifs, ils répondent : « pour trouver un emploi, quel qu'il soit » ; « aucun projet » ; « afin de suivre une formation pour trouver ensuite un emploi » ; « trouver un emploi dans un domaine précis » ; « autre » ; « NSP ».

Les témoins, aux dates de participation des bénéficiaires, formulent des projets équivalents. En d'autres termes, sans avoir à participer aux dispositifs de référence (plus exactement pendant leurs périodes de chômage), ils préfèrent trouver un emploi, *quel qu'il soit, dans un domaine précis, aucun projet, etc.*

Néanmoins, leurs modalités de réponse offrent la particularité d'en avoir une en plus par rapport à celles des bénéficiaires : *créer votre entreprise*. Nous la regroupons avec la modalité « autre » : 'Autre projet que suivre une formation ou trouver un emploi'. En effet, nous pensons que cette modalité aurait été pertinente si l'on avait eu à évaluer parmi nos dispositifs le dispositif « ACCRE », (Aide aux Chômeurs Créateurs d'Entreprise).

Pour la construction de la variable (*obj\_participation*) à laquelle nous nous limitons, nous regroupons ces modalités de la façon suivante :

obj\_emploi : Trouver un emploi (dans un domaine précis / quel qu'il soit)

obj\_formation : Suivre une formation pour trouver ensuite un emploi

obj\_autre : Autre projet que suivre une formation ou trouver un emploi

obj\_aucun : Vous n'aviez aucun projet / NSP

Par définition, ces objectifs avant (quatre variables indicatrices) constituent des éléments individuels qui tiennent aux situations antérieures des bénéficiaires/témoins avant la participation<sup>73</sup>. Nous espérons qu'elles nous permettront de capturer une partie de l'hétérogénéité inobservée (Tab. 5.17), c'est-à-dire, la motivation et le sérieux du bénéficiaire à travers sa participation dans le dispositif choisi pour atteindre son objectif (Tab. 5.17 bis). Enfin, nous retenons « obj\_emploi » comme modalité de référence, signe d'un souhait de pont vers l'emploi stable.

Tab. 5.17 :  
Objectif principal avant (en % par type de dispositif effectué)

	CES	CIE	SIFE	TEMOINS
Emploi	81	86	64	75
Formation	13	10	32	14
Autre	1	1	2	4
Aucun	5	3	2	7

<sup>73</sup> Comme l'ancienneté au chômage, les types de démarches de recherche d'emploi avant, parcours professionnels avant, etc.



Tableau 5.17 bis :  
Objectif principal avant (en % par type de première transition observée)

	CES				CIE				SIFE				TEMOINS			
	Obj 1	Obj 2	Obj 3	Obj 4	Obj 1	Obj 2	Obj 3	Obj 4	Obj 1	Obj 2	Obj 3	Obj 4	Obj 1	Obj 2	Obj 3	Obj 4
Emploi	34	37	30	31	72	73	67	75	47	43	42	38	52	45	41	33
Emploi aidé	25	24	30	15	2	1	0	3	11	8	4	14	6	8	2	4
Formation	2	3	0	3	1	1	0	0	3	4	4	10	1	2	3	1
Chômage	30	29	19	41	17	14	33	17	31	32	33	19	24	26	22	19
Inactivité	9	6	22	10	8	10	0	6	9	12	17	19	17	19	31	44

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif (Tab. 5.17 et 5.17bis), la somme en colonne fait 100%

Obj<sub>*i*</sub> (avec *i* = 1, 2, 3 et 4) désigne les individus ayant pour objectif de trouver un emploi, 2 suivre une formation, 3 autre projet et 4 aucun projet.

## 5.7.2 Diverses autres variables :

- *Notoriété des dispositifs (Chap. 2, Section 2.3, Tab. 2.2)*
- *Connaissance de l'éligibilité (Chap. 2, Section 2.3)*
- *Aversion / sympathie vis-à-vis des contrats aidés (Chap. 2, Section 2.3, Tab. 2.3)*
- *Appel aux relations personnelles (Chap. 2, Section 2.2.2, Tab. 2.1)*

## 5.8 Conclusion :

L'objectif de ce chapitre était de construire les variables pertinentes pour notre évaluation, variables relatant l'épisode avant l'entrée (explication des comportements de participation aux différents dispositifs étudiés : première étape de l'évaluation) et celles après la sortie (sélection des variables de résultat pour construire les critères d'évaluation).

Concernant le modèle d'explication des choix de participation des bénéficiaires/témoins aux différents dispositifs, nous avons retenu, sous l'hypothèse de sélection sur observables, l'ensemble des variables qui influencent simultanément la décision de participation et les variables de résultat (Heckman et *al* [1997]).

Nous nous sommes appuyés sur la théorie économique et les travaux empiriques qui constituent les seuls guides de référence. Nous avons rappelé les variables usuellement mobilisées, notamment dans les travaux français d'évaluation.

Pour chacune des variables construites, nous avons justifié notre choix, la modalité de référence retenue, les agrégations adéquates et nous avons introduit des variables inédites.

Particulièrement, afin de combler, en partie, l'hypothèse de sélection sur inobservables, nous avons reflété la motivation des bénéficiaires/témoins et le sérieux de leurs projets avant la participation à l'aide des informations suivantes : '*demarches de recherche d'emploi avant*' et '*objectif principal avant*' l'entrée.

Enfin, en vue de justifier, en partie, l'hypothèse d'indépendance conditionnelle, les variables des caractéristiques individuelles ont été construites de telle sorte qu'elles traduisent les principaux critères d'éligibilité aux dispositifs à évaluer : *âge à l'entrée* et non *âge à la date de l'échantillonnage*, *niveau du diplôme le plus élevé juste avant l'entrée*, etc.

Notre objectif, dans cette conclusion, est de répondre aux trois questions suivantes :

- 1) Quelles sont les caractéristiques qui semblent être discriminantes pour l'entrée dans les différents dispositifs ? Autrement dit, quelle est la ligne de démarcation théorique entre les bénéficiaires de chaque dispositif et les témoins à la lumière des statistiques descriptives produites.
- 2) Face à l'hétérogénéité intra-bénéficiaires de chaque dispositif, intra-témoins et inter bénéficiaires-témoins, l'appariement reste-t-il possible ?
- 3) Quelles sont les améliorations à apporter sur les variables sélectionnées (éventuellement de nouvelles informations à collecter) à la suite de cet examen minutieux des données du panel ?

Nous répondons d'une façon synthétique à l'ensemble de ces questions :

*Caractéristiques socio-démographiques : une population de bénéficiaires plus jeune, dont les femmes, y est surreprésentée et moins qualifiée en comparaison avec les témoins*

Le sexe, s'il ne constitue pas un critère d'éligibilité aux dispositifs à évaluer, est une variable déterminante dans l'explication des choix de participation à ceux-ci et un critère de différenciation des transitions après la sortie.

Les femmes représentent resp., 64%, 62%, 46% et 59% des populations des bénéficiaires du SIFE, CES, CIE et de la population des témoins. Toutefois, après la sortie, les hommes sont sur-représentés dans les transitions vers l'emploi régulier : 76%, 46% et 32% des hommes bénéficiaires resp. du CIE, SIFE et du CES sont en emploi régulier en comparaison avec les 23% et 11% des femmes participant aux CES et SIFE en emploi aidé. Les hommes du CIE, dans cette situation, ne sont que de 2%. Les témoins étant de 7%.

L'âge semble avoir une influence négative sur le taux de participation à la politique active de l'emploi ainsi que sur celui de sortie du chômage. Nous avons retenu la forme quadratique de l'âge ( $\text{âge} + \text{âge}^2$ ). Nous nous sommes aussi basés sur l'âge à l'entrée et non sur l'âge à la date de l'échantillonnage.

La part des 26-49 ans est stable dans les échantillons CES, CIE et témoins avec un pourcentage qui s'élève à 55% ; toutefois, pour le SIFE, elle dépasse les 85%. Ce dispositif est une formation générale qui intéresse peu les jeunes (3%) en comparaison avec les 23% et 16% resp. des individus se dirigeant vers le CIE et le CES de la même classe d'âge 20 - 25 ans. A l'autre extrémité, les demandeurs d'emploi dépassant les 50 ans *a priori* portent plus d'intérêt vis-à-vis de ces deux derniers dispositifs avec quasiment les mêmes proportions dans la population du panel (23%).

Le refuge contre le chômage peut être avancé comme explication pour ces individus. Après la sortie, ils sont souvent dans de nouveaux emplois subventionnés notamment pour le cas du CES en comparaison avec ceux du CIE (33% vs 1%). Toutefois, 25% des transitions du CIE pour ces bénéficiaires représentent des transitions vers le chômage. Les individus n'ayant pas participé à aucun de ces dispositifs et appartenant à la même classe d'âge sont de l'ordre de 33% en chômage et 50% sont en inactivité.

Le niveau du diplôme est à la fois un critère d'éligibilité à entrer dans les dispositifs étudiés et une variable de différenciation des résultats après la sortie. Les individus qui se dirigent vers le CES sont moins diplômés que ceux qui intègrent le CIE (45% contre 29%). Après la fin de l'aide, ces derniers sont davantage en emploi régulier (67% contre 30%). La situation des témoins, avant l'entrée, tout niveau de diplôme confondu, est similaire à celle des CIE (resp. : les moins diplômés (31% contre 29%), niveau CAP, BEP (33% / 35%) et niveau BAC ou plus (35% et 36%)). Après la sortie, la situation des bénéficiaires du CIE est nette-

ment meilleure que celles des témoins (70% sont en emploi moyen en emploi régulier pour les CIE contre 40% pour les témoins). Il ne s'agit que des statistiques descriptives. La relation de cause à effet est à démontrer dans le chapitre 6.

*Les caractéristiques familiales : une population de bénéficiaires plus indépendante, composée de plus de femmes célibataires ayant des enfants à charge comparativement à celle des témoins*

A la date d'entrée en dispositifs de référence, la population des **jeunes témoins** est celle qui compte le plus de personnes dépendantes par rapport à celle des bénéficiaires (22% contre 32% resp. de ces sujets se déclarent vivre seul). La proportion de ceux qui se déclarent vivre en couple, information sur laquelle nous nous sommes appuyés au lieu du 'statut marital' usuellement mobilisé dans les évaluations antérieures, pour mieux prendre en compte les formes de vie en couple autres que le mariage, est toutefois homogène à travers les différents échantillons des populations étudiées (en moyenne 50%).

La proportion des célibataires avec enfant(s) est plus conséquente au sein de la population des bénéficiaires que celle des témoins : 15% (SIFE), 11% (CIE), 9% (CES) contre 7% témoins. Plus particulièrement, ces proportions sont fortement composées de femmes célibataires. L'information sur les caractéristiques familiales peut être améliorée en collectant celles concernant la disponibilité et le mode de garde des enfants de ces demandeurs d'emploi (éventuellement son coût). Dans le panel, on s'est limité aux deux variables 'nombre d'enfants' et 'activité du conjoint'. Compte tenu des gains monétaires liés au travail et selon les caractéristiques familiales, cette nouvelle information à collecter peut apporter une explication sur le choix de passer par un dispositif et éventuellement de travailler plus ou moins longtemps. En effet, un coût très élevé de garde d'enfants peut inciter la mère (en chômage) à ne pas participer à un contrat d'emploi aidé occasionnant notamment un faible salaire.

Les bénéficiaires du CIE en couple après la sortie enregistrent un pic de 63%. Manifestement, ceci peut témoigner des meilleures conditions de vie par le biais d'une meilleure insertion dans le marché du travail (comparativement aux bénéficiaires des autres dispositifs).

L'ensemble des informations sur les caractéristiques familiales ont bénéficié d'un suivi temporel dans le panel. Elles ont été collectées pour l'ensemble des vagues d'enquêtes (avant, pendant, et deux ans après la sortie des dispositifs de référence). Toutefois, les variables concernant le nombre d'enfants à charge souffrent, d'une part, d'un problème de données manquantes (surtout à la dernière vague d'enquêtes), et d'autre part, d'un problème d'incohérence. C'est-à-dire, que nous trouvons que pour plusieurs personnes ayant, par exemple, « *enf\_av* »

= 1 (aviez-vous des enfants à charge avant ? : oui) alors que « *enf\_pdt* » = 0 (enfants à charge pendant ?, non), etc.

*Difficultés particulières sur le marché du travail : discrimination et état de santé / handicap du bénéficiaire*

Le problème de santé/handicap et celui de la discrimination sont des variables déterminantes concernant l'accès aux dispositifs de la politique active de l'emploi. 46% des SIFE (27% bénéficiant d'une reconnaissance Cotorep), 41% des CES (12% Cotorep) et 36% des CIE (9% Cotorep) en font état d'un problème de santé/handicap, soit une proportion bien supérieure à celle des éligibles non entrés (14% ; 6% Cotorep).

Concernant la discrimination, tout type de dispositif et toute cause confondu, nous avons 20% des bénéficiaires qui se déclarent avoir été victimes de discrimination contre 14% chez les témoins. La discrimination sur l'origine s'avère être la cause la plus répandue. Les autres causes de discrimination sont presque de même proportion pour tous les dispositifs : selon l'âge, le sexe, particularité physique, etc. Dans le stage SIFE, plus particulièrement, 5% des bénéficiaires se déclarent avoir été victimes de discrimination en raison de leur origine (accent, couleur de peau, nom) contre seulement 2% pour les témoins (1% pour les CIE et 2 % pour les CES).

Après la sortie, les transitions des individus ayant ce dernier problème et participant au CES et au SIFE sont resp. de 20% et 11% vers les emplois aidés ; en contrepartie, pour le CIE, les transitions sont majoritaires vers l'emploi régulier, avec 0% vers les emplois aidés et la formation. Nous pouvons faire le même constat pour le problème de santé/handicap.

En règle générale, le CES et le SIFE constituent des dispositifs qui accueillent le plus de demandeurs d'emploi victimes de discrimination et ayant des problèmes de santé handicap (secteur non marchand et stage de formation).

Enfin, dans l'enquête, une voie d'amélioration de ces informations consiste en ce qu'elles doivent au mieux être collectées à la première vague d'enquêtes. Elles relèvent de la seconde. Cette remarque est aussi valable pour le transport et le logement. Néanmoins, ceci est sans conséquence sur les variables construites (voir sections respectives).

*Le transport, le logement et le choix de l'horizon spatial de l'activité de prospection*

Si le transport et le logement ne constituent pas des critères d'éligibilité aux dispositifs d'emploi aidé, ils peuvent influencer certainement les différents taux de sortie du chômage des bénéficiaires.

Les bénéficiaires du CIE sont les moins touchés par les problèmes de transport (18% contre 32%, 30% et 26% resp. des bénéficiaires du CES, du SIFE et des témoins). Ce sont les mieux dotés en moyen de transport (voiture, deux roues motorisées, etc.). Enfin, ce sont ceux qui possèdent davantage de permis de conduire (88% contre 72% pour les CES, 77% pour les SIFE et 81% pour les témoins).

Les CIE (les plus avantagés en termes d'activité de transport), après la sortie, enregistrent un taux moyen d'emploi de 70%. La situation des témoins, en termes d'orientation vers l'emploi régulier, est similaire à celle des SIFE, celles des CES étant la plus défavorisée. Néanmoins, nous observons une amélioration des proportions des individus possédant le permis de conduire et disposant d'une voiture après. Ceci peut témoigner en partie de la redynamisation des demandeurs d'emploi sur le marché du travail après le passage par les contrats aidés à « passer » le permis de conduire et à mobiliser un moyen de transport personnel.

Par ailleurs, la part des propriétaires et propriétaires en cours de remboursement d'emprunt est homogène à travers les différents échantillons des bénéficiaires et de témoins. Elle s'élève à environ 27%. Par ce statut, ces derniers sont soumis à des contraintes de mobilité plus élevées que celles des autres catégories (locataire, sous locataire, etc. : modalité de référence).

*Les situations antérieures sur le marché du travail : une population de bénéficiaires qui n'a pas perdu totalement le lien avec le marché du travail en comparaison avec les témoins*

35% 26% et 21% resp. des bénéficiaires des CIE, CES et des stages SIFE ont occupé un dernier emploi dans le ou les mois ayant précédé l'entrée dans ces dispositifs. Dans le cas des CES, la catégorie du dernier emploi occupé est à 30% un contrat aidé (essentiellement un précédent CES). En revanche, dans le cas des CIE et des SIFE, les emplois temporaires réguliers sont fortement majoritaires (resp. 60% et 73%). Plus exactement, pour les CES, il s'agit du phénomène de renouvellement des conventions chez l'employeur d'accueil, phénomène à prendre en considération notamment lors de l'évaluation.

Les informations sur les caractéristiques du dernier emploi occupé avant l'entrée (activité indépendante, CDI, CDD, contrat aidé) peuvent être améliorées par un renseignement sur le salaire correspondant. En effet, celui-ci est manquant dans le panel. Le salaire du dernier emploi avant constitue une variable importante afin d'expliquer les choix des participants vis-à-vis des emplois aidés. Les enquêtes précédentes ont montré que certains bénéficiaires du CIE subissaient une perte de salaire à l'embauche dans ce contrat aidé (Charpail et Zilberman [1999]). Il s'agit certainement d'un élément influençant la probabilité d'accepter ou non la participation selon Heckman et al [2005].

Concernant la situation *avant*, la principale critique envers l'appréciation des individus sur leurs parcours professionnels réside dans le fait qu'il aurait été préférable que cette information soit validée par l'enquêteur à partir des différentes questions relatant la situation antérieure sur le marché du travail : situation *juste avant*, *catégorie du dernier emploi avant*, *avoir effectué un contrat aidé*, etc. Celle-ci constitue, en effet, une simple appréciation subjective des bénéficiaires/témoins : plusieurs bénéficiaires/témoins prétendent que leur parcours professionnel n'était que 'uniquement le chômage' alors que leur situation juste avant était un CDI ou encore un CDD. Nous avons apporté les traitements de données nécessaires.

Concernant la situation juste avant, on se heurte à une proportion non négligeable de bénéficiaires/témoins à un âge avancé en études (l'âge max observé est de 55 ans). Nous pouvons penser à une éventuelle reprise d'études. Il est difficile de croire, en revanche, qu'ils n'aient pas réussi à occuper un emploi même de très courte durée à un moment ou à un autre. Plusieurs d'eux vivent en couple et ont des enfants à charge. Nous pensons qu'une question filtre supplémentaire est à leur apporter dans l'enquête.

#### *La situation financière : conditions de vie difficile*

Tous types de ressources confondus, salaire, allocation chômage, Rsa, etc. et tous types de dispositifs confondus, 60% environ de la population des bénéficiaires ont un revenu inférieur au Smic contre 40% chez les témoins.

Ces derniers sont ceux qui touchent, avant l'entrée, d'avantage l'allocation chômage. Ils sont par définition, au moment de participation des bénéficiaires, au chômage : 36% (CES) et 43% (CIE et SIFE) contre 52%.

Nous insistons concernant l'information sur la situation financière quoiqu'elle est très riches en termes de modalités de réponses sur le problème de la question filtre qui affecte ses données : célibataire/en couple. Nous avons apporté le traitement statistique nécessaire afin d'établir un critère d'efficacité basé sur le revenu après la sortie des bénéficiaires/témoins (chap. 6).

Par ailleurs, le problème de quasi-abstention de réponse aux questions concernant *i*) activité professionnelle du conjoint et des parents, *ii*) absence d'information sur le dernier salaire avant la participation ainsi qu' *iii*) autres informations qui s'avèrent importantes pour l'analyse, comme le nom exact des dispositifs effectués auparavant (chap. 4), nous invitent à souligner ce problème afin d'améliorer le panel : augmenter le taux de réponse par le biais d'une éventuelle reformulation des questions et se renseigner sur la rémunération du dernier emploi des traités/contrôle. C'est un élément qui influence la probabilité d'accepter d'entrer en traitement .

*Les variables inédites pour l'évaluation : objectif principal avant et sérieux des démarches de recherche d'emploi*

Le CIE et le CES sont des dispositifs de mise directe en emploi et le SIFE est un dispositif d'amélioration de la qualification.

Avant l'entrée, les populations des bénéficiaires ne sont pas si différentes en termes de *principaux objectifs avant (formulés dans l'enquête)*, en comparaison aussi avec les témoins : environ 80% des bénéficiaires (75% des témoins) sont pour un objectif *emploi*.

La proportion des bénéficiaires qui veulent suivre une formation (objectif formation) au sein du dispositif SIFE est naturellement plus importante : 32% contre 10%, 13% et 14% resp. pour le CIE le CES et les témoins.

Nous nous concentrons sur l'objectif emploi. Après la sortie, 34% des bénéficiaires ayant formulé cet objectif ont eu accès, dans le cadre du CES, à un emploi régulier (72% dans celui du CIE et 47% des SIFE). Notons enfin que 52% des témoins ont réussi à trouver un emploi régulier avec leur propre démarche sur le marché du travail.

Par ailleurs, nos prétendants au CIE (secteur marchand) se caractérisent par rapport à ceux du CES (secteur non marchand) ou encore ceux des SIFE (stages de formation) par leurs démarches plus actives de recherche d'emploi avant. Ce sont ceux qui ont le plus mobilisé différentes stratégies à leur disposition pour trouver un emploi : candidature spontanée, inscription agence intérim, appel aux relations personnelles, concours fonction publique, etc.

Enfin, malgré ces disparités analysées entre les non traités et les traités, l'appariement reste possible parce que d'une part, nous avons beaucoup plus de témoins que de bénéficiaires : nous pourrions trouver toujours un *plus proche voisin*. Surtout, d'autre part parce que l'appariement se fera sur la base d'une zone commune d'intersection entre les densités de scores de propension : le *support commun*.



# Chapitre 6

## Evaluation microéconométrique de l'efficacité de la politique active de l'emploi

### Introduction

Nous évaluons les programmes d'aide à l'emploi étudiés<sup>74</sup> sous l'hypothèse de sélection sur les caractéristiques observables et celle des caractéristiques à la fois observables et inobservables. L'objectif est d'étudier l'efficacité de ces dispositifs tout en apportant des éléments de réponse aux questions suivantes :

1) Nos traitements améliorent-ils le retour à l'emploi des traités ? L'insertion sur le marché du travail est en effet l'objectif assigné par les pouvoirs publics à la politique active de l'emploi. Nous examinons les impacts en nous intéressant à *i*) leur évolution dans le temps (jusqu'à 36 mois après la fin de l'aide) et à *ii*) la 'qualité' du retour à l'emploi : caractéristiques des contrats occupés (CDI, CDD, le même traitement, autre emploi aidé), durée du travail (temps complet/partiel) et la rémunération. Cette évaluation est intéressante économétriquement dans la mesure où les échantillons des traités/non traités ne forment pas un panel de chômeurs. Parmi les participants aux CIE, CES et SIFE, nous trouvons resp. 25%, 12% et 10% qui déclarent avoir toujours été en emploi avant la date d'entrée<sup>75</sup>. Parmi les témoins qui bénéficient antérieurement d'un emploi, nous observons une proportion très élevée : 62%. En utilisant l'estimateur par appariement sur le score de propension, par exemple, nous risquons de matcher un bénéficiaire avant en emploi avec un témoin au chômage. Les résultats obtenus par la technique des doubles différences par appariement sont-ils valides ? Les proportions des non traités en emploi avant sont de "4 à 6" fois plus élevées que celles des traités. Comment résoudre cette situation de non homogénéité des états antérieurs des sujets sur le marché du travail ?

---

<sup>74</sup> Panel de la DARES.

<sup>75</sup> Voir Sect. 5.4.1.

2) Après la fin de l'aide, les traités ayant retrouvé un emploi sont-ils restés dans les entreprises d'accueil ? Dans cette question, nous faisons appel à un indicateur inédit, souvent non pris en compte dans les travaux précédents faute de données disponibles : le *"maintien"*. Nous nous interrogeons en outre sur la 'formule' que les employeurs utilisent à cet effet : *i*) transformation du contrat aidé en CDD, CDI (au mieux), *ii*) renouvellement de la convention, *iii*) voire ré-embauche du participant dans d'autres types de contrats aidés. Nous distinguons les traités qui ont notamment été salariés chez leur employeur d'origine pendant une certaine durée mais qui ne le sont plus, ainsi que les éventuelles *causes de départ* : fin de contrat si le maintien correspond à un CDD, épuisement des possibilités de renouvellement de la convention, licenciement pour des raisons économiques, etc.

Nous examinons les impacts à la date de fin de l'aide, à 2 ans et à 3 ans après celle-ci sur ce dernier indicateur de maintien mais également selon les caractéristiques des emplois occupés (type de contrat, rémunération et durée du travail "temps complet/partiel). Nous poussons l'analyse vers un indicateur 'original' qui désigne le niveau de responsabilité dans le nouveau poste comparativement à celui durant le passage (le même poste, le même avec plus de responsabilité ou autre poste).

Nous étudions des programmes de nature différente (secteur marchand 'CIE', resp. non marchand 'CES') mais de même type (CDD), en l'occurrence de même durée (1 an). Nous écartons les participants embauchés en CDI (cas du CIE). Ce contrat aidé (CIE/CDI) signifie, par définition, maintien du demandeur d'emploi par l'employeur d'accueil le jour de la signature de la convention. Le problème le plus intéressant est posé par la stratégie d'évaluation adéquate. Comment construire nos groupes de contrôle ? Le maintien est observé uniquement chez les traités.

3) Après avoir travaillé sur l'ensemble de la population et nous être concentrés sur celle des traités maintenus, nous nous intéressons à présent au devenir des demandeurs d'emploi partis à l'issue de la date de fin des programmes. Nous construisons deux nouveaux indicateurs : *"récurrence du chômage chez un même traité"* et *"nombre d'emplois effectués"*. Nous cherchons, dans cette 3<sup>ème</sup> application, à appréhender une mesure de la qualité des parcours d'insertion/ré-insertion. *i*) Quel traitement permet de retrouver un retour plus stable à l'emploi ? *ii*) Existe-t-il un schéma optimal de synthétisation des trajectoires multiples et hétérogènes des participants sur le marché du travail ? Les parcours d'insertion de ces derniers sont-ils heurtés, longs et discontinus ?

Toute politique visant à résoudre un problème particulier poursuit, en premier lieu, un objectif d'amélioration du bien-être social. Par conséquent, nous poussons l'analyse vers le critère du bien-être en distinguant notamment la population des demandeurs d'emploi les plus prioritaires parmi les prioritaires vers ces dispositifs d'aide. Le risque en effet est que l'impact moyen de la politique paraisse positif sans que celle-ci ne soit en réalité efficace sur notre population cible. Cette évaluation rejoint économiquement la question du système d'affectation. Celui-ci est-il sélectif ? Si le cas est avéré, la pratique d'écramage opérée par les agents locaux de l'emploi conduit à faire profiter les individus les plus employables des programmes les plus productifs (Sect. 2.4).

Ce chapitre se compose de deux grandes parties 6-I (méthodologie pour l'évaluation) et 6-II (discussion des résultats). Afin de répondre à nos questions, dans un premier temps, nous cherchons (Section 6.1) le cadre adéquat à l'évaluation des programmes du panel, sachant que ceux-ci sont des traitements alternatifs et exclusifs les uns des autres (contrats aidés dans le secteur marchand, resp. non marchand, formation ou poursuite individuelle de la recherche d'un emploi).

Dans un second temps, nous nous interrogeons sur la meilleure stratégie pour fournir des résumés statistiques des phénomènes de sélection sous-jacents (score de propension issu de modèles probit "simples" ou encore score *conditionnel* issu d'un modèle probit multinomial) (Section 6.2). Satisfaisons-nous l'hypothèse de sélection sur les caractéristiques observables à la lumière des covariables mobilisées (*condition 1*) ? Les probabilités de participation résultantes équilibrent-elles la distribution des caractéristiques individuelles dans les échantillons des traités et des non traités (*condition 2*) ? Quel critère doit-on utiliser pour construire les supports communs : minima-maxima ou trimming (*condition 3*) ? Nous discutons l'algorithme d'appariement en conduisant les mesures des impacts sur le taux de retour à l'emploi où ces dernières conditions sont cruciales pour l'application de la méthode de matching (Sect. 6.4). Nous montrons l'importance du choix de tel ou tel estimateur et nous discutons les résultats obtenus. Nous comptons trois échantillons de traités (CIE, CES et SIFE) dont les périodes d'entrée sont différentes (1997, 1998 et 1999) néanmoins celle de sortie est commune (fin 1999). Les CIE ont participé en 1997 et en 1998, les CES en 1997, 1998 et 1999 et les SIFE en 1999.

Dans la 2<sup>ème</sup> partie, suivant ces deux dernières alternatives de résumés statistiques des phénomènes de sélectivité, nous comparons les résultats d'évaluation (Section 6.5). Dans la Section 6.6, après avoir retenu la stratégie la plus adéquate, nous discutons de la performance des programmes. Nous répondons enfin à nos questions dans les sections qui suivent.

## Synthèse I : différenciation des transitions des traités depuis la sortie des traitements et Sections d'évaluation correspondantes

**Situation A** : Vous travaillez toujours dans l'entreprise (organisme) où vous avez effectué votre traitement

- *Section 6.7* : « Comment les entreprises utilisent-elles les contrats aidés ? »
- *Dates de mesure des impacts* : date de fin de l'aide (maintien), 1<sup>ère</sup> et 2<sup>ème</sup> vagues d'enquêtes (resp. 24 mois et 36 mois après).
- *Traitements étudiés* : CIE/CDD (CIE/CDI à écarter), CES (CDD) et SIFE (stage).
- *Critères d'efficacité* : maintien, type de contrat (CDI, CDD, autre type de contrat aidé ou toujours dans le même traitement), rémunération et durée du travail (complet/partiel).
- *Estimateurs* : kernel matching, différence-in-différence kernel matching et estimateur naïf.

Ou

**Situation B** : Vous ne travaillez plus dans l'entreprise où vous avez effectué votre traitement

*Sit. B.1* : Vous avez travaillé pendant une certaine durée et vous n'y êtes plus (état de maintien partiel)

- *Indicateurs d'efficacité* : ceux de la Sit. A.
- *Date* de maintien jusqu'à celle de licenciement/départ volontaire, etc.
- *Section* : 6.7 (celle des traités de la Sit. A).

*Stratégie d'évaluation* : i) différenciation des contrats aidés initiaux selon leur durée (CDD court/long, ii) interrogation selon cette optique sur les raisons de départ (des traités) et sur les iii) comportements des employeurs en introduisant l'indicateur inédit de niveau de responsabilité dans le nouveau poste comparativement à celui lors du traitement : même emploi, resp. avec plus de responsabilité ou autre poste.

**Situation B.1.1** : "Continuité" itinéraires des salariés partis de chez l'employeur d'origine : *chômage, emploi, inactivité, etc.*

- *Impacts* : taux de retour à l'emploi, caractéristiques du 2<sup>ème</sup> emploi (s'il en existe un).

*Sit. B.2* : Vous avez quitté votre entreprise à l'issue de la date de fin de l'aide

- *Critères d'efficacité* : taux de retour à l'emploi, caractéristiques des nouveaux emplois
- *Sect. 6.6* : « Discussion des résultats »
- *Dates* : fin de l'aide, 1 an, 24 et 36 mois après (resp. 1<sup>ère</sup> et 2<sup>ème</sup> vagues d'enquêtes)



Sit. B.2.1 : un et un seul emploi

Sit. B.2.2 : plusieurs emplois

Sit. B.2.3 : uniquement le chômage

- récurrence du chômage chez un même demandeur d'emploi

- *Sect. 6.8* : « Peut-on mesurer la qualité d'un programme d'aide à l'emploi ? »

**Situation B3** : Vous avez quitté l'entreprise avant la date de fin du traitement (*abandon*) : non étudié dans l'évaluation mais causes de départ traitées : Section 6.7

## 6- I/ Méthodologie pour l'évaluation

### 6.1 Extension du modèle d'inférence causale au cadre multi-traitements

Le premier modèle canonique pour l'évaluation a été introduit par Rubin [1974]. Son avantage est de permettre de définir à la fois l'effet causal de la politique étudiée et la nature des biais de sélectivité (Fougère [2007]). Il s'agit d'un modèle voisin de celui d'auto-sélection (Roy [1951]). Nous y recourons avec une généralisation à plusieurs traitements. Le modèle de Rubin [1974] a été en effet développé dans un cadre binaire : évaluer l'impact d'un programme « 1 » par rapport à un programme « 0 », où ce dernier n'est pas obligatoirement le non-traitement<sup>76</sup>. Notre objectif est d'évaluer les effets causals de  $k$  traitements (simultanément) avec  $k = 5$  où  $k = 0$  est le non traitement. Pour chacun des sujets des différents échantillons correspondant respectivement aux différents programmes  $k - N$  étant la taille totale de la population ( $N = \sum_{k=0}^K N^k$ ) et  $N^k$  est le nombre d'individus participants au traitement  $k$  – nous supposons que nous observons les deux types d'informations suivants :

- 1) Accès aux traitements constaté par la variable aléatoire «  $T$  »
- 2) Résultats des traitements mesurés par l'indicateur d'efficacité «  $Y$  ».

La variable  $T$  d'accès au traitement lorsqu'il s'agit du cadre binaire est une indicatrice qui vaut 1 lorsque le participant est traité, 0 sinon.  $T$  constitue, dans notre cas, une variable polytomique,  $T \in \{0,1,2,3,4\}$  où  $k = 1$  est le *CIE*,  $k = 2$  est le *CES*,  $k = 3$  est le *CQ*,  $k = 4$  est le *Sife* et  $k = 0$  est la *non participation*.<sup>77</sup> Le *CIE* est un contrat d'emploi aidé dans le secteur marchand, le *CES* (resp. secteur non marchand) et le *SIFE* est un stage de formation. Nos traitements sont en conséquence des programmes alternatifs et exclusifs les uns des autres. Nous sommes ainsi dans le même cadre de généralisation du modèle de Rubin conduit par Imbens [2000] et Lechner [2001a].

Lorsque  $k$  est égal à 2, concernant l'indicateur d'efficacité, le modèle de Rubin repose sur deux variables latentes de résultat :  $Y_1$  et  $Y_0$  qui représentent resp. les résultats potentiels du programme selon que l'individu est traité ou non. Ces deux dernières ne peuvent pas être observées par définition simultanément pour un même individu à une même date, tout simplement, parce qu'il est impossible, pour ce dernier, d'être à la fois dans les deux situations. Lorsqu'il est traité, son  $Y_1$  est observé alors que son  $Y_0$  est inconnue (et inversement). Dans notre cas multitraitements, nous associons par conséquent aux  $k$  traitements ( $k + 1$ ) variables de résultats potentiels :  $\{Y^0, Y^1, \dots, Y^K\}$  avec seule l'une de ces variables est à la fois observée. Il s'agit du problème fondamental de l'évaluation : l'une des composantes de l'effet causal est chaque fois manquante. Le problème de l'évaluation revient ainsi à un problème de données manquantes.

---

<sup>76</sup> Les techniques proprement dites de l'évaluation (appariement, doubles différences, doubles différences par appariement, ...) ont été elles-mêmes développées et appliquées dans ce même cadre (binaire).

<sup>77</sup> Le *CQ* est une formation en alternance (destinée exclusivement aux jeunes) que nous avons exclue de l'évaluation : voir section 4.3.1 a) Chap. 4.

Dans le modèle de Rubin, malgré le problème d'observabilité que nous évoquons, lorsque  $k = 2$ , nous associons à chaque individu le vecteur de résultats potentiels correspondant. Il s'agit du couple  $(Y_1, Y_0)$ , où seul  $Y$  et  $T$  sont observés. La relation entre  $Y$ ,  $Y_1$  et  $Y_0$  s'écrit formellement :

$$Y = TY_1 + (1 - T)Y_0.$$

L'impact du traitement n'est autre que  $(Y_1 - Y_0)$  où  $Y_0$  représente le *contrefactuel* : le résultat qui aurait été observé si l'individu n'avait pas participé au traitement. Dans notre cas, le problème de l'évaluation est plus complexe. Nous avons autant de contrefactuels que de résultats à déterminer. Nous déterminons l'effet du traitement  $k$  comparé au traitement  $l$  pour toute combinaison de  $k$  et  $l$ ,  $k \neq l$  et  $l \in \{0, 1, \dots, K\}$ . Evidemment, pour  $l = k$ , les impacts sont nuls.

$$\beta_i = Y_{k,i} - Y_{l,i}$$

Les trois principaux paramètres à estimer lorsque  $k = 2$  sont :

- $\Delta^M$  (*effet moyen du traitement*) :  $ATE = E(Y_{1i} - Y_{0i})$  mesurant l'impact du traitement sur une personne tirée aléatoirement dans la population totale (traités et non traités).
- $\Delta^{TT}$  ou  $ATT$  (*effet moyen du traitement sur les traités*) :  $E(Y_{1i} - Y_{0i} | T_i = 1)$ , représentant l'impact du traitement sur une personne tirée aléatoirement dans la population des traités.
- $\Delta^{TNT}$  ( $ATNT$  : *effet moyen du traitement sur les non traités*) :  $E(Y_{1i} - Y_{0i} | T_i = 0)$ , représentant l'impact du traitement sur une personne tirée aléatoirement dans l'échantillon des non traités.

La généralisation au cadre de plusieurs programmes conduit à l'estimation de plusieurs paramètres d'intérêt qui ne sont pas toutefois symétriques (1<sup>ère</sup> équation). Nous cherchons à déterminer l'effet du traitement  $k$  comparé au traitement  $l$ , pour toute combinaison de  $k$  et  $l$ ,  $k \neq l$ . L'estimation de ces nombreux paramètres d'intérêt est réalisée en appariant le résultat pour chaque traité du programme  $k$  à la moyenne pondérée des résultats des traités du programme  $l$  sur la base du score conditionnel  $P^{k/l}(X)$  où  $\theta^{TT}$  représente l'effet moyen du traitement sur les traités (2<sup>ème</sup> équ.) et  $\delta^M$  l'effet moyen (3<sup>ème</sup> équ.).

$$E((Y_k - Y_l | T = k, X)) \neq E((Y_l - Y_k | T = l, X))$$

$$\theta_{k/l}^{TT} = E(Y_k - Y_l | T = k) = E(Y_k | T = k) - E(Y_l | T = k)$$

$$\delta_{k/l}^M = E(Y_k - Y_l) = E(Y_k) - E(Y_l)$$

Les données non expérimentales, à la différence de la situation idéale de données issues d'une expérimentation contrôlée, sont caractérisées par la présence inhérente de *biais de sélectivité*. Nous parvenons avec succès et sans aucun biais, dans cette dernière démarche, à estimer en effet les impacts des traitements. La question de l'hétérogénéité individuelle et de correction des biais de sélection sont au cœur de la démarche statistique de l'évaluation non expérimentale. Lorsque  $k$  est égal à 2, le biais de sélection apparaît de la manière suivante :

$$B = E(Y_0/T = 1) - E(Y_0/T = 0)$$

Ce biais trouve son origine dans le fait que la situation moyenne des individus qui ont reçu le traitement « 1 » (ou encore d'une façon générale le programme  $k$ ) n'aurait pas été la même en l'absence de traitement que celle des individus n'ayant pas reçu le traitement (non-traitement ou encore programme  $k'$ ). Il en est ainsi parce que ces populations d'intérêt ne sont pas identiques, sauf dans le cas particulier d'une expérience contrôlée. Afin d'atténuer les conséquences des biais de sélection, nous construisons en conséquence un échantillon d'éligibles non entrés au traitement à évaluer ayant des caractéristiques comparables aux traités.

### 6.1.1 Discussion et hypothèses d'identification des paramètres d'intérêt

Nous pouvons à ce stade commencer à spéculer sur les impacts de nos traitements bien qu'ils soient inobservables : l'une des composantes de l'effet causal est chaque fois manquante. Il importe de décider entre homogénéité ou hétérogénéité des effets des programmes sur les traités qu'ils l'ont reçu. D'un participant à un autre, les impacts des dispositifs peuvent en effet être différents à cause : *i*) de l'hétérogénéité des caractéristiques observables : âge, niveau de qualification, état de santé, ancien-neté au chômage,... ; *ii*) hétérogénéité des caractéristiques inobservables : motivation, confiance en soi, capital social, etc. voire *iii*) les deux à la fois. Ainsi, selon Baker [1999], un biais de sélection observable pourrait en conséquence comprendre les caractéristiques pour lesquelles un individu est identifié tels que son niveau de scolarisation, son emplacement géographique, sa catégorie socioprofessionnelle,... En revanche, les éléments non observables qui peuvent biaiser les résultats pourraient inclure par exemple un processus subjectif des choix des individus pour les programmes qu'ils effectuent, la capacité individuelle, l'empressement à travailler, les rapports de famille, etc.<sup>78</sup>

Nous devons supposer par ailleurs pour chacun des traitements  $k$  qu'il n'a d'impact que sur les traités qui l'ont reçu. Il s'agit de l'hypothèse *SUTVA* '*Stable Unit Treatment Value Assumption*' (Rubin [1978]). Il s'agit d'une hypothèse implicite qui doit être satisfaite pour chacun des individus afin de rendre l'analyse causale possible. Dans notre cas multitraitements, nous ne devons pas avoir

---

<sup>78</sup> Heckman et Hotz [1989] ont donné une reformulation analytique à ces deux formes de sélection biaisée. Un problème de biais de sélection peut exister à cause d'une dépendance entre la variable d'affectation ( $T_i$ ) et le terme aléatoire ( $u_i$ ). Ainsi, une régression MCO de  $Y$  (impact du traitement) sur  $X$  (les covariables) et  $T_i$  ne donne pas une estimation fiable de l'effet causal.

d'interactions entre les traitements : les résultats potentiels d'un traitement  $k$  sur un sujet  $i$  sont indépendants des statuts des autres individus à savoir qu'ils soient traités ou non (ou encore les types de traitements qu'ils ont reçu). Nous supposons en effet que nous n'avons ni d'externalités ni d'effets de substitution, ni d'effets de bouclage. Nous avons formellement :  $(Y_{k,i}, Y_{l,j}, T_{i,j})$  ne dépendent pas en  $j \neq i$ . L'hypothèse *STUVA* n'est plus appropriée lorsqu'il s'agit d'estimer des impacts en équilibre générale ou encore des effets croisés<sup>79</sup>.

Posons maintenant une 2<sup>ème</sup> spéculation qui porte sur la pertinence des choix des demandeurs d'emploi en termes des programmes choisis. En d'autres termes, nous spéculons sur les  $T^K$  : nos sujets anticipent-ils parfaitement les gains qu'ils espèrent de leur programme ? C'est-à-dire, les  $T^K$  sont-elles parfaitement informatives ? Si c'est le cas, l'information traduite par ces variables d'affectation aux traitements renvoie à un mécanisme d'assignation parfait où chaque individu sait exactement quel dispositif choisir et « pourquoi ».

Sur le plan technique, cette dernière hypothèse, se conjugue avec la 1<sup>ère</sup> spéculation à savoir 'homogénéité/hétérogénéité' des effets. Elles renvoient à la question d'égalité ou non des paramètres identifiants la distribution de l'effet causal. Comment nos traités sont-ils affectés aux traitements ? Les différentes méthodes microéconométriques pour l'évaluation se différencient en termes de diverses hypothèses souvent non testables qui dépendent du mode d'assignation. En pratique, les mécanismes d'assignation sont de deux types : un mécanisme aléatoire où les individus ne choisissent pas  $i$ ) : les sujets sont assignés par tirage au sort aux traitements (données expérimentales où les  $T^K$  sont par construction des variables parfaitement informatives) ; et *ii*) un mécanisme déterministe où les individus ont libre cours de choisir leur traitement (évaluation sur données non expérimentales où nous devons expliquer ces comportements).

Nous avons en conséquence une première situation idéale où les variables latentes de résultat du traitement ne dépendent pas des choix des sujets de participer ou non. Il s'agit exclusivement du cas des expérimentations randomisées. Les individus sont affectés par tirage au sort entre un groupe de traités et un groupe de contrôle. La stratégie d'identification parfaite qui stipule que lors de l'évaluation, deux individus ayant des caractéristiques identiques dont un a participé au traitement alors que l'autre non est dû au hasard, est par construction respectée. Nous n'avons pas alors de biais de sélection et l'estimation de l'effet causal est directe.

Les deux dernières stratégies d'identification relèvent du cadre non expérimental : *a*) nous supposons que nous n'avons pas d'effets de sélection conditionnellement aux caractéristiques observables des individus. En d'autres termes, sous un jeu de covariables de ces caractéristiques, la stratégie d'identi-

---

<sup>79</sup> Voir Sianesi [2004], par exemple, pour un cadre de dépassement de l'hypothèse *STUVA*. Cf. Angrist, Imbens et Rubin [1996] pour une discussion de cette hypothèse. Par ailleurs, lors de l'estimation des effets causaux, nous pensons que sur Stata, le rajout de l'option **cluster** aux diverses commandes s'avère non optimal. Celle-ci suppose que les observations sont indépendantes d'un groupe à un autre mais pas nécessairement au sein d'un même groupe.



cation citée est vérifiée. Les techniques microéconométriques d'évaluation sont diverses : Matching, doubles différences, et même les MCO, etc. b) l'assignement dépend des résultats potentiels du traitement tel est le cas dans les expériences naturelles. Le traitement est universel. Nous ne pouvons pas distinguer un groupe de traités et de contrôle. Nous n'avons pas de solution générale et pouvons nous mobiliser la méthode de régression avec discontinuité, les variables instrumentales, etc.

Revenons sur nos spéculations (homogénéité vs. hétérogénéité des impacts et variables d'affectation parfaitement informatives ou non). Lorsque  $k = 2$ , nous avons ces résultats :

	Données expérimentales	Données non expérimentales	
Impact homogène	ATE = ATT = ATNT	ATE = ATT = ATNT	
Impact hétérogène	ATE = ATT = ATNT	$T_i$ informative	$T_i$ non informative
		ATE = ATT = ATNT	ATE $\neq$ ATT $\neq$ ATNT

En effet, dans le cadre de variables parfaitement informatives, quel que soit le type de l'évaluation (expérimentale ou non), les différents paramètres d'intérêt (ATE, ATT, ATNT) sont égaux. Nous pouvons en conséquence estimer le plus 'facile' pour en déduire les autres. L'ATT est le plus estimé, car il est le plus naturel pour juger de la performance d'une politique (Brodaty [2002]). Nous notons en outre que quels que soient le caractère d'homogénéité ou d'hétérogénéité des impacts, ces paramètres d'intérêt sont égaux si nous sommes dans le cadre d'agents ne se trompant pas des programmes à en bénéficier<sup>80</sup>.

Supposer en revanche que les effets sont homogènes revient à supposer que tous les individus sont égaux face aux programmes en dépit de leurs différences :

$$\beta \equiv \beta_i = Y_{k,i} - Y_{L,i}, \forall i.$$

Il s'agit d'une spéculation inacceptable depuis que l'hypothèse de l'agent représentatif a été relâchée, laissant libre cours à l'hétérogénéité et la diversité des choix économiques<sup>81</sup>. Estimer un effet causal homogène ne constitue en outre qu'une sous-exploitation de la richesse de nos données (données individuelles). D'où la réponse à la 1<sup>ère</sup> spéculation. Nous sommes dans l'obligation d'estimer un effet causal qui tient compte des différences qui se manifestent d'un bénéficiaire à un autre, autrement dit individuel : sa première caractéristique. Une distribution de l'effet causal dans la population existe en conséquence mais elle reste néanmoins non identifiable, car tout simplement l'effet causal est non observable : sa deuxième caractéristique.

<sup>80</sup> C'est-à-dire de variables parfaitement informatives. Celles-ci sont tout à fait possibles dans le cadre d'une évaluation non expérimentale. Il ne s'agit que du hasard des données ou encore d'individus très avertis des retombés des programmes qu'ils choisissent.

<sup>81</sup> « ... the pervasiveness of heterogeneity and diversity in economic life » (Heckman [2001]).

La stratégie d'identification adéquate dépend du mécanisme d'assignation au traitement. Les données que nous mobilisons (chapitre 3) sont issues d'un dispositif d'observation sur le marché du travail (non expérimental). Nous supposons que nous n'avons pas d'effets de sélection conditionnelle aux caractéristiques observables des traités/non traités. Il s'agit de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle (CIA) entre les variables latentes de résultat du traitement et l'affectation (Rubin [1977]). Lorsque  $k = 2$  (deux traitements), elle s'écrit formellement :  $(Y_{1,i}, Y_{i,0}) \perp\!\!\!\perp T_i / X_i, \forall X_i$  où  $\perp\!\!\!\perp$  représente l'indépendance. L'hypothèse *initiale* du modèle de Rubin d'indépendance *inconditionnelle* entre les variables latentes et celle d'affectation au traitement est en effet très improbable :

$$(Y_{1,i}, Y_{i,0}) \perp\!\!\!\perp T_i$$

La distribution des caractéristiques observables affectent vraisemblablement la (la non) participation au programme. La CIA consiste alors à considérer un ensemble de variables observables  $X$  conditionnellement auquel la propriété d'indépendance entre les variables latentes de résultats et celle d'affectation au traitement est vérifiée. Dans notre cas multitraitements, nous supposons de même que les traités et les éligibles non entrés diffèrent par leurs caractéristiques observables qui affectent vraisemblablement la (la non) participation aux traitements.

$$(Y^0, Y^1, \dots, Y^K) \perp\!\!\!\perp T / X = x, \forall x \in \chi$$

En d'autres termes, les variables de résultats sont conditionnellement indépendantes du processus d'affectation, étant donné les valeurs prises par l'ensemble des covariables  $X$ . L'hypothèse d'indépendance conditionnelle est fondamentale pour l'application de la méthode d'appariement. Il faut néanmoins que le nombre des variables mobilisées soit important pour aboutir à un cadre d'évaluation sur observables. L'appariement entre un traité et un non traité devient dans ce cas-ci difficile à réaliser. Il est en effet moins probable de trouver pour chaque individu traité un non participant qui possède exactement les mêmes caractéristiques (méthode initiale de matching sur les covariables (CVM)) ou encore un individu qui possède les caractéristiques les plus proches (critère du plus proche voisin pour cette dernière méthode CVM)<sup>82</sup>. Nous définissons en pratique des métriques. Le témoin le plus proche  $j^*$  au sens des covariables  $X$  est choisi de telle sorte que  $\|X_i - X_j\|_{\Sigma}$  soit minimale où  $\Sigma$  est une métrique donnée. En se servant de la distance de Mahalanobis (métrique usuelle), nous prenons alors pour contre-factuel le témoin  $j^*$  dont l'indice vérifie :  $\tilde{i}(j) = \operatorname{argmin}_{T_{j'=k}} \|X_k - X_{k'}\|_{\Sigma^{-1}}$  où  $\Sigma$  est maintenant la matrice des variances-covariances des caractéristiques  $X$  dans la population des traités du traitement  $k$ .<sup>83</sup>

---

<sup>82</sup> Voir Section 6.6.3.

<sup>83</sup> Nous pouvons en effet définir d'éventuelles autres métriques que la distance de Mahalanobis. La particularité de la commande *nmatch* (Abadie et al. [2004]) est de laisser le choix libre à l'utilisateur de définir la métrique à mobiliser : Mahalanobis ou une éventuelle autre matrice.

Lorsque  $k = 2$ , Rosenbaum et Rubin [1983] montrent qu'il est possible de recourir à un résumé de dimension 1 des covariables, sous la forme d'un score de propension. L'indépendance conditionnelle aux covariables  $X$  implique ainsi l'indépendance conditionnelle au score de propension. Nous avons formellement :

$$(Y_{1i}, Y_{0i}) \perp\!\!\!\perp T_i / X_i \quad \Rightarrow \quad (Y_{1i}, Y_{0i}) \perp\!\!\!\perp T_i / P(X_i)$$

où :  $P(X_i) = P(T = 1 / X_i)$  désigne la probabilité de participation.

Imbens [2000] et Lechner [2001a] ont montré, de même, que cette propriété d'indépendance conditionnelle au score de propension est valable dans le cadre de plusieurs programmes. Le score de propension est maintenant un vecteur de probabilité sur lequel nous nous basons pour effectuer l'appariement :  $[P^1(x), P^2(x), \dots, P^k(x)]$ . Lechner [2001b] montre qu'on peut le réduire à un vecteur de 2 dimensions à voire 1 seule. Nous pouvons se restreindre ainsi à  $[P^k(x), P^{k'}(x)]$  ou encore  $P^{k/k'}$  : ratio de score de propension ou encore score de propension conditionnel.

Hypothèse d'indépendance conditionnelle :  $(Y^k, Y^{k'}) \perp\!\!\!\perp T / P^{k/k'}(X)$ ,  $\forall (k, k')$

$$\text{où :} \quad P^{k/k'} = \frac{P^k(X)}{P^k(X) + P^{k'}(X)}$$

$$\text{et} \quad P^k(X) = P(T = k / X).^{84}$$

Notre échantillon témoin construit et différencié (Chap. 4) nous permet d'atténuer les conséquences des biais de sélectivité d'une façon efficace. Nous utilisons la méthode d'appariement (hypothèse de sélection sur observables), celle des doubles différences et une combinaison de ces deux dernières (double différence par appariement) – hypothèse de sélection sur observables et inobservables à la fois. Elles constituent des stratégies d'estimation non paramétriques qui nous permettent de faire 'parler les données'.

A chaque type d'hypothèse correspond un estimateur particulier. La démarche est néanmoins commune. Notre dernière spéculation consiste alors à choisir entre hypothèse de sélection sur les observables ou celle à la fois sur les observables et les inobservables. Nous montrons dans le cadre de notre évaluation qu'une sélectivité s'opérant uniquement sur la base des caractéristiques observables est une démarche suffisante (voir Section 6.12 pour la plausibilité de cette hypothèse grâce à l'ensemble des covariables mobilisées). Mais aussi nous l'élargissons pour aboutir à une évaluation sur la base des caractéristiques observables et inobservables à la fois.

---

<sup>84</sup> Le score de propension ne constitue pas enfin le seul outil sur lequel nous pouvons nous baser pour l'appariement. Nous citons par exemple l'appariement sur les coordonnées factorielles (des bénéficiaires/ témoins) issus d'une analyse factorielle des correspondances multiples des caractéristiques observables.

## 6.2 Comment résumer les phénomènes de sélection sous-jacent ?

Si dans la littérature, le cas d'un seul traitement pose peu de problèmes pour la détermination des scores de propension (Smith [1997]), dans celui de plusieurs programmes, le choix du modèle devient critique. Dans le cadre binaire, il est en effet possible de recourir à n'importe quelle régression de type linéaire, choix discret, etc. Les modèles logit/probit<sup>85</sup> l'emportent sur les autres modèles notamment le modèle linéaire. Aussi, ils fournissent des résultats d'évaluation similaires (Caliendo et Kopeinig [2008]).

Nous discutons trois stratégies alternatives couramment mobilisées dans la littérature : le logit et probit resp. multinomial et une série de modèles probits simples. Cette dernière a été proposée par Lechner [2001a] comme étant une alternative à la complexité d'estimation des probits multinomiaux. En effet, malgré que la procédure d'estimation des modèles de choix discrets multiples ait été automatisée (commande *mlogit/mprobit* pour logit/probit multinomial), ce dernier reste compliqué quand le nombre de modalités dépasse quatre (Logiciel Stata). La stratégie d'estimation est celle du maximum de vraisemblance simulé (simulateur GHK) ou bien les intégrales de Montecarlo. Elles permettent d'approximer numériquement le calcul des intégrales de grandes dimensions (cf. Börsh-Supan [1993] et Geweke, Keane, Runkle [1994]). Nous pouvons par ailleurs mobiliser les modèles de durée à risques concurrents (Brodsky et al. [2001] et Sianesi [2004]). Ceux-ci sont toutefois impossibles à utiliser dans notre cas à cause d'un problème de données touchant le fichier des individus de contrôle (variables de transition, Sect. 5.4).

Lorsque la variable de traitement est dichotomique, on estime la probabilité d'être traité ou non (score de propension). Dans notre cas, l'individu, sur le marché du travail, fait face à cinq stratégies différentes : participer à l'un des programmes suivants : SIFE (formation générale), CIE (contrat aidé dans le secteur marchand), resp. non marchand (CES) et CQ (formation en alternance), ou de continuer individuellement sa recherche d'emploi.

En recourant à un modèle logit ou probit multinomial, nous estimons simultanément l'ensemble des probabilités de participation (vecteur de dimension 5). En effet, les modèles polytomiques de choix discrets non ordonnés constituent *a priori* les modèles les plus adaptés pour notre configuration. Dans ces derniers, un des traitements doit être exclu (choix de référence) ; de même, pour les variables explicatives qualitatives ayant plus de deux modalités (c'est à dire retenir une modalité de réf.). Néanmoins, le choix entre le premier ou le deuxième modèle doit être discuté. Avant de proposer la solution adéquate, il importe de discuter la légitimité statistique de recourir à un logit multinomial. Dans ce modèle, outre le fait que nous supposons que le demandeur d'emploi doit faire un choix parmi un ensemble discret d'alternatives possibles, il est contraint par l'hypothèse des états non pertinents (IIA). Cette dernière est-elle valide dans notre cas ?

---

<sup>85</sup> Les termes d'erreurs sont indépendamment et identiquement distribués selon la loi normale centrée réduite pour le modèle probit et la loi logistique pour le modèle logit.

### 6.2.1 Plausibilité de l'hypothèse des états non pertinents

Le logit multinomial, d'application aisée, est toutefois contraint par l'hypothèse IIA. En effet, nous supposons que la corrélation entre les termes d'erreur des fonctions d'utilité indirectes est nulle. En d'autres termes, le choix entre deux alternatives ne dépend que des attributs de celles-ci (indépendamment des caractéristiques offertes par toute nouvelle alternative). En conséquence, ajouter une nouvelle alternative ou modifier les caractéristiques d'une déjà figurante parmi l'ensemble des choix proposés aux agents ne changera en rien le ratio des probabilités entre deux autres alternatives.

Afin d'éclaircir cette hypothèse, nous fournissons un exemple. Supposons que nos demandeurs d'emploi choisissent de participer à l'un des trois programmes suivants (et non à quatre afin de simplifier le calcul des probabilités relatives) : CIE avec  $P_1 = 6/10$ , CES ( $P_2 = 1/10$ ) et le non traitement ( $P_3 = 3/10$ ). D'après l'IIA, la probabilité relative du CIE à la non participation doit rester la même quelque soit le scénario ( $6/3 = 2$ ). Si l'on supprime par exemple le CES, cette nouvelle donne ne modifiera en rien le rapport entre la probabilité de participer au CIE et celle de la non participation. Les nouvelles probabilités seraient alors de  $2/3$  pour le CIE et de  $1/3$  pour le non traitement. Cependant, on ne voit pas pourquoi une partie des demandeurs d'emploi pour laquelle le CES procure une utilité maximale (par rapport à la non participation) aurait à choisir le non traitement parce qu'il n'existe maintenant que le CIE. En conséquence, le logit multinomial n'est pas spécialement 'séduisant' pour contraindre le comportement des individus.

$$\text{Pour } m \text{ modalités, } Pr(T_i = m) = \frac{\exp(X_i \eta_m)}{\sum_{i=0}^L \exp(X_i \eta_i)}$$

$$\text{par exemple, si } m=3 \text{ nous avons } P_1/P_2 = P_1/P_3 = P_2/P_3$$

L'idée du test proposé par Hausman et McFadden [1984] repose sur le fait que si l'hypothèse IIA est valide, les paramètres des modèles logit multinomiaux estimés sur différents sous-ensembles de l'espace total des choix ne doivent pas être alors statistiquement différents.

Sous l'hypothèse nulle de cette propriété résultante, la statistique du test de Hausman et Mac Fadden suit la loi du  $\chi^2$  dont le nombre de degrés de liberté est égal au rang de la matrice  $(\hat{V}_C - \hat{V}_A)$  où  $V_C$  est la matrice variance covariance du modèle *contraint* et  $V_A$  est celle du modèle de l'espace total des choix. En pratique, on choisit  $C$  (contrainte à opérer ou encore alternative à supprimer) en excluant de  $A$  un choix qui ressemble à un autre dans  $C$ . Dans notre cas, il s'agit de l'un des deux programmes suivants qui doit être écarté : CIE vs. CES et CES vs. SIFE (1997,1998 et 1999). Il faut répéter enfin le test sur les autres sous-ensembles possibles de  $A$ . Si l'on ne peut en effet rejeter l'hypothèse nulle sur une seule configuration, cela ne veut pas dire que la propriété IIA est valide. Si l'hypothèse nulle est en revanche rejetée une seule fois, il faut alors se tourner vers d'autres modèles des choix qualitatifs (Probit multinomial, etc.).

Tab. 6.1 : Test de la propriété d'indépendance  
des états non pertinents<sup>86</sup>

Choix supprimé	$\chi^2$	Nombre de degrés de liberté	$P > \chi^2$	Résultat
CES	-11.679	35	0.000	Rejet de Ho
CIE	112,206	35	0.000	Rejet de Ho

Nous rejetons l'hypothèse nulle dès la première configuration. Nous poussons l'analyse en se concentrant sur nos programmes. Nous discutons intuitivement les caractéristiques de ces programmes. Notre objectif est montrer que d'un échantillon de traités à un autre, dans le modèle d'explication des choix d'entrée, les caractéristiques de ces traitements ne sont pas identiques. Il s'agit en effet de divers programmes distincts à évaluer. L'IIA est en conséquence difficilement acceptable. Le CES a été mis en place en 1989. Il s'agit d'un CDD de 3 à 12 mois reconductible jusqu'à concurrence de 3 ans. Sa durée, a été réduite en 1998 à 24 mois par la loi de lutte contre les exclusions (un seul renouvellement au maximum) : donc changement de ses attributs. Concernant le CIE, son public prioritaire a été fixé en août 1995. Il a été ensuite ouvert à un public plus large en mai 1996 (jeunes ayant moins de 26 ans, individus sans emploi non indemnisés, etc.). Toujours dans le cadre de la loi de lutte contre les exclusions, le public du CIE a été de nouveau recentré en 1998. En conséquence, durant la période d'observation (1997-1998-1999), ni les caractéristiques du CIE ni celles du CES n'ont pas été identiques. Les demandeurs d'emploi en 1997 avaient le choix plus spécifiquement entre un CIE et un CES reconductible 36 mois alors que ceux de 1998 et 1999 entre un CIE (recentré) et un CES reconductible 24 mois. En 1999, le CIE ne figure plus parmi l'éventail des alternatives proposées aux demandeurs d'emploi auxquels nous nous intéressons (traités) : suppression d'un choix et introduction d'une nouvelle alternative. Nous nous limitons à l'évaluation du CES et du SIFE. En se concentrant sur les types des contrats, nos CIE, CES et SIFE constituent par ailleurs des contrats aidés assez atypiques. Le CIE (1997) est un contrat long alors que celui de 1998 est un contrat court (Section 4.3.1 b). Au sein des CES, nous distinguons en outre les CES d'un an, les CES de deux ans et plus et les CES courts. Nos SIFE ont par ailleurs une durée de 3 à 6 mois alors que la majorité des SIFE (1999) sont plus courts ou plus longs (de Palmas et Zamora [2004]).

### 6.2.2 La solution adéquate

Outre le Probit multinomial qui permet le dépassement de l'hypothèse IIA non valide dans notre cas, Lechner [2001a] propose une solution pratique qui consiste en une estimation de plusieurs modèles probit simples. En d'autres termes, transformer le probit polytomique non ordonné en une série de probit de base. Bryson, Dorsett et Purdon [2002] ont soulevé en revanche que cette dernière

<sup>86</sup> Il existe un autre test de l'IIA, celui de Small-Hsiao [1985] qui a donné le même résultat de rejet de l'IIA. Le test a été réalisé après avoir spécifié le modèle (Section 6.12).

solution comporte un inconvénient. Le nombre de modèles devient rapidement plus élevé proportionnellement au nombre d'alternatives retenues. Dans notre cas, nous estimons 9 modèles. Pour  $l$  alternatives, nous construisons en effet  $0,5(l(l - 1))$  probit simples. En 1997 nous nous intéressons aux CIE/CES/témoins, de même pour 1998 et en 1999 (CES/ SIFE/témoins) : (Tab. 6.2). Dans la Section 4.3.1a), nous avons par ailleurs écarté les bénéficiaires du CQ. Si ce programme avait été inclus, nous aurions à spécifier 12 modèles. En résumé, nous estimons 6 modèles, les trois derniers sont : CIE/CES (1997), CIE/CES (1998) et CES/SIFE (1999). Ceux-ci relèvent de la recherche de l'efficacité relative des traitements (Sect. 6.7).

Selon Lechner [2001a], lorsque la spécification retenue pour l'explication des comportements de participation aux différents traitements est identique aussi bien pour le probit multinomial que pour la série des modèles probit, ces deux derniers enregistrent une infime différence. Les programmes que nous évaluons ne diffèrent que sensiblement en termes de critères d'éligibilité. Nous nous permettons en conséquence de retenir une spécification unique ; donc le recours *a priori* à un probit multinomial.

On comprend bien alors que cette possibilité de différencier les modèles selon les types des traitements et par catégories de demandeurs d'emploi constitue bien l'avantage de la série des modèles probit. Dans le cadre multinomial, la spécification ne peut être que commune. L'omission d'une variable pertinente dans ce dernier se traduit plus pacifiquement par l'estimation d'un score de propension peu précis. Alors que cette omission dans un des modèles de la série ne peut compromettre la performance de celle-ci.

En termes d'arbitrage, nous avons donc pour chacune des deux solutions un avantage et un inconvénient : coût (-) et flexibilité (+) pour la série des probit simples ; et moins coûteux (+) et omission d'une variable pertinente (-) et pour le probit multinomial ; néanmoins fournissant des résultats très proches lorsque la spécification est commune. Nous recourons aux deux méthodes surtout parce que la recherche de la meilleure spécification possible est basée sur les probit simples. Dans l'Annexe A et B, nous fournissons les résultats des estimations des probabilités de participation selon ces deux méthodes<sup>87</sup>.

	1997	1998	1999
CIE	1228	190	-
CES	584	619	544
SIFE	-	-	1488
Témoins	2022	701	744

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

<sup>87</sup> Les estimations sont effectuées en indiquant l'option *robust* qui permet de corriger les *t* de *student* de l'hétéroscédasticité selon la méthode de White.

### 6.3 Le support commun

Après avoir déterminé les probabilités d'entrée des traités et des non traités dans chaque traitement resp. en 1997, 1998 et 1999, nous construisons les densités des scores de propension (Graph. 6.2)<sup>88</sup>.

Le support commun est la partie résultante de l'intersection entre deux supports de distribution des scores de propension des populations à comparer. Lorsque  $k = 2$ , il s'agit habituellement de celles des traités et des non traités. Lorsque  $k > 2$ , nous avons à construire  $(k - 1)$  supports communs : traités du programme  $k$  vs. éligibles non entrés à ce traitement, bénéficiaires du traitement  $k'$  vs.  $k$ , etc.<sup>89</sup> L'estimation d'un contrefactuel pour des sujets n'appartenant pas à la région de support commun est biaisée et très imprécise (Heckman et al. [1998]). La condition du support commun s'écrit formellement  $0 < P(T = k|X) < 1$  (*overlap*). Elle nous garantit que des individus ayant des caractéristiques comparables auront des probabilités d'être traités et de ne pas l'être positives. La région du support commun est ainsi une surface (S) où les scores de propension ont une densité positive pour les participants au programme  $k$  et ceux du programme  $k'$ . Il faut plus spécifiquement que la densité des scores des participants au programme  $k'$  ne soit pas nulle au voisinage des valeurs prises par les scores des bénéficiaires du programme  $k$ . Il est en effet nécessaire de pouvoir trouver pour chaque traité du programme  $k$ , de score de propension  $p$ , un ou plusieurs participants au traitement  $k'$  dont les scores de propension sont suffisamment proches ou encore au mieux identiques. La condition du support commun nous garantit en conséquence que quelle que soit la combinaison des caractéristiques observables retenues auprès des bénéficiaires, elle sera observable dans le groupe de contrôle (Bryson, Dorsett et Purdon [2002]).

Suite à l'application de la condition du support commun, deux configurations sont possibles : *i) un support commun large* ou encore *ii) étroit* où à titre d'exemple (selon nos données) les supports communs des CIE (1997) et des CES (1998) sont larges alors que ceux des CES (1997) et des CIE (1998) sont étroits. Une implication et une précaution sont en outre à prendre en considération : *a)* les estimateurs obtenus ne sont que des estimateurs locaux ; et *b)* aucun appariement ne peut être effectué si le modèle qui sert à la construction du score de propension est complet. Introduire en effet un très grand nombre de variables peut avoir des conséquences néfastes sur l'évaluation. La description de la variable d'affectation étant meilleure, néanmoins les supports des distributions des scores risquent de se dissocier davantage. Les chances d'appariement seront en conséquence plus restreintes. Mais surtout introduire beaucoup de variables de conditionnement peut conduire à biaiser l'estimation de l'effet causal. Il est possible en effet que la propriété d'indépendance conditionnelle (CIA) soit satisfaite pour un certain nombre de ces variables, mais qu'elle ne le soit plus en rajoutant de nouvelles. La CIA étant une condition nécessaire pour l'identification de l'ATE et de l'ATT, ces deux derniers paramètres

---

<sup>88</sup> Voir Annexe A.

<sup>89</sup> Le support commun du traitement  $k$  vs.  $k'$  est le même que celui du  $k'$  vs.  $k$ .



ne sont définis que dans la région du support commun (d'où l'explication pourquoi ils sont des estimateurs locaux). La condition suffisante pour identifier l'ATT est :  $Y^{k'} \prod T/P^{k/k'}(X)$  et la CIA :

$$(Y^k, Y^{k'}) \prod T/P^{k/k'}(X), \forall (k, k').$$

Nous présentons les deux méthodes usuelles dans la littérature afin de construire le support commun et nous dévoilons leurs limites<sup>90</sup>.

- Le minima-maxima : il s'agit d'éliminer les individus dont les scores de propension sont supérieurs au maximum de la valeur minimale observée et inférieurs au minimum de la valeur maximale observée.

La borne inférieure ainsi conçue du support commun s'établit par :

$$\max \left[ \min_{i/T=k} (P(X_i)), \min_{j/T=k'} (P(X_j)) \right]$$

Et la borne supérieure par :  $\min \left[ \max_{i/T=k} (P(X_i)), \max_{j/T=k'} (P(X_j)) \right]$ .

Un des problèmes posé par le *minima-maxima* est qu'on risque toutefois de perdre de bons appariements à côté de la région du support commun (*i*). L'analyse visuelle des distributions des scores de propension est vivement recommandée avant de construire cette région de support commun. Ce critère s'avère en outre non adéquate lorsque : *ii*) au sein du support commun, une ou plusieurs régions existent néanmoins elles n'assurent pas la condition de recouvrement entre les scores. Par exemple, entre [0,51, 0,55] nous ne trouvons que des traités. *iii*) Lorsque les densités des scores de proportion sont très minces au niveau des queues. Nous pouvons par exemple penser au fait que la distance qui sépare le score de propension le moins élevé du score qui suit est assez importante. Ceci correspond plus exactement à une distribution du score chez les individus du contrôle asymétrique vers la gauche alors que celle des traités est asymétrique vers la droite (ou inversement). Dans le cadre des traités CES (1998), le Skewness (Sk) est égale à -0,34 : la queue de la distribution est alors étalée vers la gauche ; tandis que celle des individus de contrôle l'est à droite (0,47) : Tab. 6.3. Dans ce cas, le critère du minima-maximia peut être trompeur.<sup>91</sup> *iii*) Lechner [2002] propose de réestimer l'effet causal en remplaçant le minima et le maxima resp. par le 10<sup>ème</sup> minima et le 10<sup>ème</sup> maxima observés afin d'examiner la sensibilité de l'estimateur obtenu : changement du support commun (une mise en œuvre qui peut s'avérer donc coûteuse).

---

<sup>90</sup> Nous présentons dans la Section 6.6.3 la méthode qui permet de dépasser ces limites.

<sup>91</sup> Le Skewness mesure le degré d'asymétrie d'une distribution : si  $Sk = 0$ ,  $Sk < 0$  et  $Sk > 0$  resp. celle-ci est symétrique, asymétrique vers la gauche (la droite).

Le kurtosis fournit le degré d'écrasement : si  $Kurt > 0$ ,  $Kurt < 0$  resp. la distribution est "pointue" (aplatie).

Tab. 6.3 : Région du support commun selon la méthode de minima-maxima  
 (en % de la taille initiale des échantillons)<sup>92</sup>

			Autres statistiques							
			$\_N$	$min$	$max$	$\_N^*$	$moy$	$E.t$	$Sk.$	$kurt.$
1997	CIE	P(T=1/X)	1227	0,0051	0,981	99,08	0,50	0,20	-0,21	2,41
		P(T=0/X)	2024	0,0009	0,849		0,30	0,19	0,36	2,17
	CES	P(T=1/X)	584	0,0143	0,984	99,08	0,45	0,26	0,26	1,99
		P(T=0/X)	2024	0,0001	0,907		0,16	0,16	1,61	5,65
1998	CIE	P(T=1/X)	190	0,0037	0,941	99,66	0,43	0,23	0,35	2,15
		P(T=0/X)	701	9,49x10 <sup>-6</sup>	0,874		0,16	0,16	1,56	5,42
	CES	P(T=1/X)	619	0,0755	0,993	98,26	0,61	0,23	-0,34	2,08
		P(T=0/X)	701	0,00004	0,947		0,35	0,22	0,47	2,42
1999	SIFE	P(T=1/X)	2042	0,0170	0,999	89,73	0,60	0,26	-0,09	1,91
		P(T=0/X)	744	0,0089	0,944		0,36	0,20	0,56	2,75
	CES	P(T=1/X)	554	0,0204	0,997	98,92	0,57	0,21	-0,26	2,60
		P(T=0/X)	744	0,0001	0,937		0,32	0,21	0,52	2,47

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Dans le Tab. 6.3, nous déterminons les différents supports communs suivant la condition du minima-maxima où la 5<sup>ème</sup> et la 6<sup>ème</sup> colonne indiquent resp. la valeur minimale et maximale du score de propension chez les traités et les non traités par année d'entrée (modèle probit simple), avec :

- $\_N$  : Nombre initial d'observation dans l'échantillon des traités (resp. contrôle).
- $\_N^*$  : Taille de la population totale sur laquelle porte l'évaluation (en %) après application de la condition du support commun suivant le critère du minima-maxima.
- $E.t$  : Ecart-type du score de propension
- $Sk.$  : Skewness.
- $Kurt.$  : kurtosiss.

Un éventuel autre objectif du Tab. 6.3 est de montrer que des non traités peuvent avoir des probabilités d'entrée très élevées (malgré le fait qu'ils n'ont pas participé aux programmes) : par exemple, 0,947 comme valeur maximale dans le cas des témoins CES (1998). Nous trouvons inversement des traités avec des probabilités très faibles (min : 0,0755 pour ce même traitement). Les non traités avec des scores de propension important indiquent *a priori* qu'ils seront de bons témoins. Ils seront probablement utilisés pour l'appariement (Algorithme d'appariement, Sect. 6.4).

<sup>92</sup> Sur Stata, il est important de stocker les probabilités de participation sous le format double : nombre réel avec une précision de 16 chiffres. C'est rigoureux pour distinguer le plus proche voisin.

Le *trimming* : consiste à éliminer du groupe des traités seulement les  $q\%$  des bénéficiaires du programme pour lesquels le score de propension dans le groupe de contrôle est le plus faible (Smith et Todd [2005]). Il suffit de fixer un seuil  $q$  (facteur du trimming) sur Stata (commande `psmatch2` (Sianesi et Leuven [2003]) par exemple). Le problème principal de ce facteur est qu'il doit faire *a priori* l'objet d'une estimation<sup>93</sup>. Lechner [2001b] soutient en revanche le non recours aux procédures qui nécessitent des estimations compliquées afin de déterminer le support commun (notamment sous le critère du trimming). Sianesi [2006] classe ce facteur dans un intervalle qui ne dépasse pas les 2 à 5%. Glado [2004] avance enfin que le trimming peut être trompeur dans la même configuration pour laquelle le minima-maxima est critique : la distribution des scores de propension des individus de contrôle est asymétrique vers la gauche tandis que celle des traités l'est à droite (et inversement). Toujours dans le cadre de la population CES (1998), en imposant le minima-maxima, nous écartons 22 traités (resp. 61 pour un trim(10%)) ; ce qui paraît peu significatif pour ce premier critère. Dans le cadre des CES (1997) par exemple, ce critère du trimming nous permet de mettre à l'écart 58 bénéficiaires (21 pour le min-max). Concernant le CIE (1997), les participants isolés s'élèvent à 122 individus. Ce seuil de 10% paraît adéquat pour nos diverses applications. Nous le retenons.<sup>94</sup>

### Conséquences sur l'évaluation

Le trimming consiste à éliminer seulement du groupe des traités les  $q\%$  des bénéficiaires du programme pour lesquels le score de propension dans le groupe de contrôle est le plus faible alors que le minima-maxima s'applique aux deux groupes, ce qui pose la question de l'intérêt d'exclure des traités qui ont une faible probabilité de l'être alors qu'ils le sont (critère du trimming)<sup>95</sup>. Le fait d'écarter ensuite des individus aussi bien du groupe des traités que celui de contrôle (critère du *minima-maxima*) peut modifier les résultats et peut rendre éventuellement les estimations imprécises (Diaz et Handa [2004]). Le recours à un estimateur à noyau nous invite plus spécifiquement à examiner attentivement nos conditions de support commun et ce, parce que toutes les observations des non traités seront utilisées pour la construction du contrefactuel. L'estimateur par appariement sur le plus proche voisin permet à *contrario* de remplir aisément ces conditions et réaliser en conséquence les comparaisons<sup>96</sup>. Sianesi [2006] recommande enfin de comparer les estimations obtenues en imposant aussi bien le trimming que le minima-maxima (un coût élevé en appliquant les deux méthodes).

Par ailleurs, nous montrons, dans la Section 6.4, que quelque soit la technique d'appariement retenue : selon le plus proche voisin (avec ou sans remplacement) ou les plus proches voisins (5, 10, 15 voire plus), la région du support commun reste inchangée et ce, en imposant le trimming que le min-

---

<sup>93</sup> Voir Smith et Todd [2005] pour un exemple d'estimation de ce facteur.

<sup>94</sup> Dans les Graph. 6.3, nous construisons les supports communs qui correspondent à un trimming de 10% (à partir des ratios des scores de propension, modèle probit multinomial).

<sup>95</sup> En d'autres termes, l'intérêt d'exclure des traités malgré le fait qu'ils le sont.

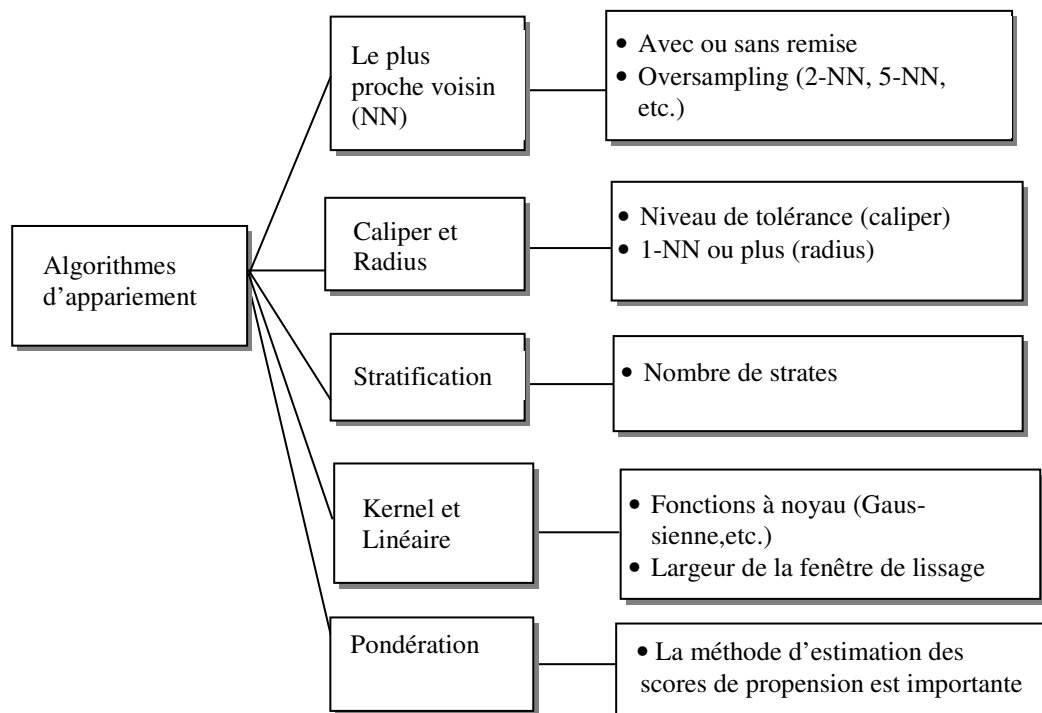
<sup>96</sup> Voir Section 6.4.

max. Celle-ci devient sensible à l'introduction d'un *caliper* ou d'un *radius* : deux extensions de la méthode de matching selon le(s) plus proche(s) jumeau(x). Le caliper par exemple permet d'améliorer la qualité des appariements en imposant une distance maximale entre l'individu de contrôle et le traité (valeur absolue de la différence entre les scores '*\_pdif*'). Ceci a pour conséquence d'écarter d'avantage de bénéficiaires du support commun. Cette dernière contrainte est valable aussi bien pour le trimming que le minima-maxima. Le sans remplacement n'est pas valide dans le cas de plusieurs jumeaux. En choisissant en revanche de ne pas réutiliser le plus proche contrôle, nous risquons de détériorer la qualité des appariements. Nous confirmons enfin que le support commun varie selon les types de l'estimateur du kernel matching : fonction à noyau retenu (gaussienne, cubique, etc.) et largeur de la fenêtre de lissage (0,01, 0,06, 0,01).

## 6.4 Algorithme d'appariement

Après avoir estimé les scores de propension et construit les régions du support commun, une étude des différents estimateurs par appariement s'avère importante. Il est nécessaire en effet d'appliquer un algorithme de matching qui permet de construire pour chaque traité une estimation de son contrefactuel. Dans la littérature, plusieurs stratégies alternatives ont été développées :

Fig. 6.1 : Choix de l'algorithme d'appariement



Source : Caliendo [2008]

Ces différents estimateurs par appariement (Fig. 6.1) ont un même objectif : comparer le résultat d'un traité à celui d'un non traité (voire plusieurs) dont le(s) score(s) de propension sont voisins ou au mieux identiques. Tout estimateur de matching prend formellement la forme suivante que nous généralisons pour notre cas multitraitements :

$$\widehat{ATT}(k \text{ vs } k') = \frac{1}{N_k} \sum_{T_i=k} \left[ Y_i^k - \sum_{T_j=k'} W_{N_{k'}}(i, j) Y_j^{k'} \right]$$

où :

- $N_{k'}$  (resp.  $N_k$ ) est la taille de l'échantillon des traités  $k'$  (resp. traités  $k$ ) caractérisé par  $T_j = k'$  (resp.  $T_i = k$ ).
- $W_{N_{k'}}(i, j)$  est le poids attribué à chaque membre  $j$  du groupe de traitement  $k'$  qui sert à la construction du contrefactuel pour l'individu  $i$  du groupe de programme  $k$ , avec  $\sum_j W_{N_{k'}}(i, j) = 1$ .

Selon Sianesi [2001], les deux principales méthodes d'appariement sont le matching sur le plus proche voisin (*Nearest Neighbour Matching*) et celui par les fonctions de noyaux (*Kernel Matching*). Les éventuelles autres méthodes (Fig. 6.1) constituent des alternatives, voire des extensions qui sont en pratique moins utilisées<sup>97</sup>. Nous exposons une généralisation de certaines de ces techniques toujours dans notre cadre multitraitements.

*Appariement sur le plus proche voisin* : nous choisissons pour chaque individu traité  $i$  du traitement  $k$  un individu du groupe de contrôle (traitement  $k'$ ) qui lui soit le plus proche possible, noté  $j^*$ , au sens du score de propension conditionnel ( $P_{k/k'}(X)$ ). Le poids  $w(i, j)$  est égal à 1 attribué au voisin  $j^*$  le plus proche, 0 sinon.

$$w(i, j) = \begin{cases} 1, & \text{si } j = j^* \\ 0, & \text{sinon} \end{cases}$$

*Appariement à l'aide des fonctions de noyaux* : nous construisons pour chaque traité  $i$  du traitement  $k$  un témoin  $j^*$  représentatif qui lui soit le plus proche possible en considérant une moyenne pondérée des probabilités conditionnelles de l'ensemble des non traités et en donnant un poids  $w(i, j)$  d'autant plus important que  $j$  soit proche de  $i$ . La fonction de poids  $w(i, j)$  prend la forme suivante :

$$w(i, j) = \frac{K\left(\frac{P_i - P_j}{h}\right)}{\sum_j K\left(\frac{P_i - P_j}{h}\right)}$$

<sup>97</sup> Voir Heckman et al. [1998] pour une discussion.

- $K$  est une fonction à noyau (*kernel fonction*) continûment différentiable, symétrique par rapport à 0 et telle que  $\int_{-\infty}^{+\infty} K(u)du = 1$ .
- Le choix de la fonction à noyau est néanmoins peu déterminant dans la littérature : nous pouvons choisir parmi une multitude de fonctions : noyau gaussien, uniforme, triangulaire, d'Epanechnikov, etc. Elles constituent en effet des opérateurs qui pondèrent symétriquement les observations  $Y_{k'}$  en accordant un poids plus élevé aux observations chaque fois que la valeur  $P_j$  est proche de celle de  $P_i$ . Cette distance est inversement proportionnelle à la largeur de la fenêtre  $h^{98}$ . Elle doit être en revanche choisie de façon optimale.<sup>99</sup>

*Appariement par stratification* (blocking) : Nous nous restreignons à la région du support commun et nous divisons le ratio des scores de propension en plusieurs intervalles ( $I_s$ ). Dans chaque bloc, nous calculons la différence moyenne de l'indicateur d'efficacité entre les traités et les contrôles. L'estimateur global est en conséquence une moyenne pondérée des estimateurs locaux. La commande *pscore* (Becker et Ichino [2002]) sous Stata permet de déterminer le nombre optimal des intervalles (avantage absolu par rapport aux autres commandes). Dans chacune des strates, le score conditionnel est en outre équilibrant<sup>100</sup>.

$$\widehat{ATT}_s = \frac{1}{N_k^s} \sum_{T_i=k, s \in I_s} Y_i^k - \frac{1}{N_{k'}^s} \sum_{T_i=k', s \in I_s} Y_j^{k'}$$

$$\widehat{ATT} = \sum_s W_{k,s} \widehat{ATT}_s$$

$$W_{k,s} = \frac{N_k^s + N_{k'}^s}{N}$$

*Matching exact sur quelques variables et plus proche voisin sur le score de propension* : nous réalisons d'abord un appariement exact sur quelques variables décrivant par exemple la situation antérieure des traités/contrôles sur le marché du travail (ancienneté au chômage, catégorie dernier emploi, etc.) puis un matchnig de chaque traité avec le témoin qui a le score de propension conditionnel le plus proche.

*Méthode d'appariement par pondération* (Imbens [2004]) : nous pondérons les observations par leur score de propension conditionnel afin d'obtenir un échantillon de traités  $k$  et de participants au traitement  $k'$  équilibré. Cette technique permet en effet de corriger la distribution des covariables et d'assurer la représentativité de l'échantillon. On surpondère par exemple les bénéficiaires du traitement  $k'$  qui ont une forte probabilité de l'être dans le traitement  $k$ .

<sup>98</sup> Fenêtre d'estimation ou encore de lissage de l'estimateur.

<sup>99</sup> Sous la commande *psmatch2* (Leuven et Sianesi [2003]), Stata, la fonction d'Epanechnikov avec une valeur de 0,06 sont données par défaut.

<sup>100</sup> Voir Section du test de score équilibrant (6.13).

*Matching par blocking et régression* : nous pouvons en effet combiner cette dernière méthode de blocking avec celle de régression (à variables de contrôle). L'objectif est de prendre en considération le biais de sélection qui apparaît dans le cas où il subsisterait des différences de variables observables entre les traités du traitement  $k$  et ceux du traitement  $k'$  au sein d'un même bloc. Une fois les blocs optimaux construits (comme nous l'avons décrit, commande *pscore*), nous évaluons l'effet moyen du traitement à l'aide d'une régression à variables de contrôle. L'estimateur de matching est une moyenne pondérée des estimateurs locaux de chaque strate.

**Questions de choix et de limites de ces méthodes :**

Ces différents estimateurs traduisent l'existence d'un arbitrage à faire entre le biais de et la variance (de l'estimateur en question) :

Tab. 6.4 : Arbitrage en termes de biais et d'efficacité des différents estimateurs

Décision	Biais	Variance
<b>Méthode d'appariement par le plus proche voisin :</b>		
Des voisins multiples / un seul voisin	(+)/(-)	(-)/(+)
Imposer un caliper / sans caliper	(-)/(+)	(-)/(+)
Avec remplacement / sans remplacement	(-)/(+)	(+)(-)
Imposer un radius / un seul voisin	(+)/(-)	(-)/(+)
<b>Arbitrage entre les principales méthodes :</b>		
KM ou LLM / NN-méthodes	(+)/(-)	(-)/(+)
<b>Arbitrage sur la largeur de la fenêtre de lissage (KM) :</b>		
petite / grande	(-)/(+)	(+)(-)
<b>Arbitrage sur l'ordre de la fonction polynômiale (LPM) :</b>		
petit / élevé	(-)/(+)	(+)(-)
KM : Kernel Matching, LLM : Local Linear Matching		
LPM: Local Polynomial Matching, NN: Nearest Neighbour		
Source : Caliendo [2008]		

Nous discutons le comportement de certains de ces estimateurs (à noyau, plus proche voisin avec et sans remise, les plus proches voisins (5, 10, 15) et le caliper matching) en termes de biais et de variance (après application à nos données). Dans le Tab. 6.5, nous évaluons le CIE et le CES (1997). L'écart-type et le biais de l'estimateur de l'effet du traitement sur les traités (ATT) ainsi que la statistique T de Student sont obtenus en appliquant les méthodes du bootstrap. Nous répliquant en effet l'ensemble de la procédure de mesure des impacts 100 fois sur 100 échantillons tirés aléatoirement avec remise. Nous incluons la ré-estimation à chaque étape du modèle d'estimation des scores. L'indicateur

d'efficacité est le taux de retour à l'emploi six mois après la sortie. L'entrée en CIE (1997) augmente en moyenne ce taux (de retour à l'emploi) de 34 points de % (3<sup>ème</sup> ligne du tableau). Ce qui signifie que le taux de retour à l'emploi des traités six mois après la fin de l'aide est supérieur à celui du groupe de contrôle de 34 points de % (en moyenne). Les impacts estimés lorsque les indicateurs d'efficacité sont des variables indicatrices constituent en effet des différences de fréquence qui s'expriment en points de fréquence<sup>101</sup>. Cet impact est significatif à 1% (estimateur à noyau). Pour les deux traitements, cet estimateur à noyau fournit plus spécifiquement un écart-type inférieur à celui de l'estimateur par appariement sur le plus proche voisin : resp. 1,81 contre 3,06 (CIE) et 3,30 contre 4,23 (CES). Nous confirmons en conséquence dans les deux cas le comportement de ces deux derniers estimateurs. En effet, si dans l'appariement par la méthode du plus proche voisin, nous associons à chaque traité l'individu du groupe de contrôle qui a le score le plus proche, cela contribue à minimiser le biais mais engendre une perte d'efficacité (de l'estimateur) liée au fait qu'on écarte un grand nombre d'observation, l'estimateur à noyau minimise en revanche la variance mais participe à l'accroissement du biais<sup>102</sup> (Caliendo et Kopeinig [2008]). Chaque individu du contrôle contribue en effet à la construction du contrefactuel avec un poids qui varie en fonction de la distance entre son score et celui du traité en question.

**Tab. 6.5 : Quelle est la méthode la plus adéquate (biais / variance) ?<sup>103</sup>**

Indicateur : taux de retour à l'emploi six mois après la fin de l'aide					
	CIE/Contrôle		CES/Contrôle		Ind. <sup>104</sup> Ecartés
Méthode utilisée :	ATT T-Student	Biais/ S.E	ATT T-Student	Biais/ S.E	CIE/ (CES)
Plus proche voisin ( <i>min-max</i> )	33,6*** (11,5)	-2,31 3,06	25,3*** (6,2)	0,28 4,3	} 122 (58)
Plus proche voisin ( <i>trim</i> 10%)	31,8*** (11,5)	-3,19 3,13	23,6*** (6,1)	1,63 4,23	
Kernel Matchnig ( <i>trim</i> 10%)	34,7*** (17,9)	-0,08 1,81	20,9*** (6,9)	-0,006 3,30	
Plus proche voisin ( <i>sans remplacement</i> )	34,2*** (17,8)	0,37 1,97	22,5*** (7,5)	1,90 3,04	
5 Plus proches voisins	35,5*** (16,3)	-0,75 2,37	21,0*** (6,5)	1,41 3,76	
10 Plus proches voisins	34,6*** (17,1)	0,21 2,35	21,4*** (6,1)	-0,05 3,47	

<sup>101</sup> Nous notons de manière équivalente point de fréquence ou point de pourcentage (pts-fréq ou pts-%).

<sup>102</sup> Le biais de l'estimateur à noyau (-0,08) est plus élevé que celui de l'estimateur du plus proche voisin (-2,3) mais s'avère être très proche de zéro (Tab. 6.5). Cet estimateur à noyau est en conséquence idéal à appliquer à nos données.

<sup>103</sup> Dans le Tab. 6.5, il est recommandé de commencer par *le plus proche voisin avec remplacement* et de vérifier par la suite les autres techniques (*sans remplacement, kernel matching, n plus proches voisins, imposer un caliper*, etc.).

<sup>104</sup> Individus écartés (CIE (resp. CES)) : après avoir appliqué la condition du support commun. Nous examinons les deux critères : minima-maxima et trimming. Nous retenons le trim à 10% pour le reste des applications.



15 Plus proches voisins	34,6*** (17.3)	0,31 2,01	21,6*** (6,9)	0,06 3,33	
NN avec <i>Caliper</i> sans remplacement	33,61*** (16.16)	0,38 2,22	22,35*** (6,81)	1,43 3,42	290/ 148
NN avec <i>Caliper</i> et remplacement	33,78*** (11.83)	-3,20 2,99	24,77*** (6,23)	0,37 3,85	37/ 29
5 NN avec <i>Caliper</i>	37,19*** (15,98)	-0,26 2,25	22,27*** (6,39)	0,34 3,29	37/ 29
Entre parenthèses : T-student. *** : significatif au seuil de 1%, ** : 5% et * : 10%					

La question qui se pose par ailleurs dans l'appariement par le plus proche voisin, est celle de savoir si la sélection doit être faite avec ou sans remise. En d'autres termes, pouvons-nous réutiliser ou non le contrôle déjà apparié. La variance de l'estimateur peut en effet être améliorée si le  $j^*$  (témoin le plus proche) peut être de nouveau mobilisé. Il s'agit dans ce cas d'un matching avec remplacement. Pouvons nous de plus ne pas se limiter à ce seul  $j^*$  et recourir aux  $n j^*$  les plus proches (appariement par les  $n$  jumeaux les plus proches) : la variance est diminuée et le biais est accru. Il s'agit d'une moyenne des contrefactuels de ces  $n j^*$  qui sert alors dans le calcul de l'estimateur d'appariement. Doit-on se contenter d'un appariement avec (ou sans) remise ? Quel est le nombre optimal des  $n j^*$  (Tab. 6.6) ?

En choisissant qu'un témoin ne peut servir qu'une seule fois, nous risquons de dégrader la qualité de l'appariement. En revanche, lorsque nous utilisons la méthode des plus proches voisins, le biais de l'estimateur augmente, car on prend en compte des non traités dont les caractéristiques s'avèrent plus éloignées que celles du traité en question. Ceci est valable aussi bien pour l'estimateur à noyau que pour l'estimateur sur les  $n$  plus proches voisins. Leur nombre en pratique pour ce dernier estimateur est de cinq. Crépon [2005] montre enfin que lorsque le nombre de ces derniers devient important, ceci affecte l'erreur quadratique moyenne de l'estimateur, étant elle-même somme du carré de la variance de l'estimateur.

Dans le Tab. 6.6, nous montrons qu'un même non traité peut être apparié à plusieurs traités. La lecture du tableau est la suivante : 34 bénéficiaires (dernière ligne) ont été matchés à un seul témoin. Ce que signifie que ce dernier s'est avéré le plus proche voisin de ces 34 participants au CIE (1997). La 1<sup>ère</sup> ligne indique en revanche la valeur minimale (égale à 1) : 436 individus de contrôle ont servi comme contrefactuel pour 436 traités d'une façon distincte. La taille de la population des non traités utilisé dans cette application est égale 671 individus ce qui correspond à 33% de sa taille initiale (2024 témoins). C'est-à-dire, ces 671 éligibles non entrés sont les meilleurs contrôles possibles selon cette méthode de plus proche jumeau. Dans le kernel matching, l'ensemble de l'échantillon des non traités (après support commun) est en revanche utilisé. La conséquence la plus importante est alors quelque soit la technique d'évaluation (NN sans/avec remplacement, plusieurs voisins, kernel matching, etc.), les résultats correspondent chaque fois à des comparaisons à un échantillon particulier des non traités.

**Tab. 6.6 : variabilité d'utilisation d'un même Individu de contrôle<sup>105</sup>**

Nombre de fois	Effectif des non traités	Fréq.
1	436	64,98
2	127	18,93
3	51	7,60
4	17	2,53
5	14	2,09
6	9	1,34
7	4	0,60
8	6	0,89
9	1	0,15
11	1	0,15
13	1	0,15
14	1	0,15
15	1	0,15
20	1	0,15
34	1	0,15

Source : DARES, panel des bénéficiaires  
Remarque : la somme des fréquences fait 100%.

L'introduction d'un *caliper* ou d'un *radius* permet d'améliorer la qualité du matching sur le(s) plus proche(s) voisin(s). Le caliper consiste à choisir le plus proche voisin en imposant un certain niveau de tolérance maximale sur la distance entre un traité et un non traité. Le radius est une variante de cette dernière méthode. Nous réalisons un appariement non pas en servant du plus proche voisin, mais en utilisant cette fois-ci l'ensemble des non traités appartenant au caliper. Cela permet certes d'utiliser plus d'informations disponibles pour éviter d'avoir des appariements de mauvaises qualités, toutefois la question qui se pose est celle de déterminer ce niveau de tolérance. Il n'existe pas de règle "optimale" (Tab. 6.7).

**Tab. 6.7 : Ecart absolu entre le score du traité et celui du sujet du contrôle (*\_pdif*)**

	moyenne	Ecart-type	Minimum	maximum
CES/Contrôle	0,001072	0,0020797	$5,63 \times 10^{-8}$	0,0154381
CIE/Contrôle	0,0005682	0,0014747	0	0,0160046

Dans le Tab. 6.7, la règle que nous déterminons est la suivante : nous réalisons un tri à plat du *\_pdif* (variable engendrée automatiquement suite à l'exécution de la commande *psmatch2*, Stata). Nous montrons qu'un caliper de 2% est très élevé pour nos données. Nous imposons 1%. Remarquons en outre que le fait que le *\_pdif* est égal à zéro (4<sup>ème</sup> colonne, 2<sup>ème</sup> ligne), ceci signifie que nous apparions des non traités à des traités ayant des scores de propension identiques.

<sup>105</sup> Méthode d'appariement selon le plus proche voisin avec remplacement.

Chaque estimateur présente des problèmes de dimensionnalité (convergence). Heckman et *al.* [1998] soulignent que tous les estimateurs par appariement devraient donner les mêmes résultats asymptotiquement. Lorsque les échantillons sont de petites tailles, le choix devient en revanche très important. L'estimateur par appariement sur le(s) plus proches voisin(s) fournit des résultats satisfaisants lorsque : *i*) les observations du groupe des non traités sont nombreuses et *ii*) lorsque la distribution du score dans cette dernière population est homogène. Son comportement est toutefois inconnu lorsque le nombre des traités devient grand. Est-il convergent ? Est-il asymptotiquement normal ? Sur ce point, l'estimateur à noyau l'emporte sur celui du plus proche voisin. Il possède des propriétés asymptotiques connues : convergent, asymptotiquement normal avec une vitesse de convergence  $\sqrt{N}$ ,  $N$  étant la taille de la population (Heckman et *al.*, [1998]). Le recours à l'estimateur à noyau se justifie principalement lorsque la distribution du score dans la population des témoins est asymétrique *et/ou* sa taille n'est pas conséquente. Cela explique l'idée de construire un estimateur où l'on utilise tous les individus du groupe de contrôle lorsque celle-ci est de petite taille. Certains de nos échantillons témoins sont soit de petites tailles (CES entrés 1998 et 1999) soit de taille moins importante relativement à celle des traités (SIFE 1999) mais qui s'avère importante dans l'absolue (Tab. 6.2). Les distributions de leur score sont aussi asymétriques.

L'expression de la variance de l'estimateur par appariement est en outre complexe. Son estimation nécessite des calculs intermédiaires. La méthode de bootstrap s'avère la plus simple. Nous la mobilisons. Abadie et Imbens [2004] montrent en revanche que celle-ci n'est pas en général valide et que les techniques de rééchantillonnage seraient davantage adaptées. Le problème qui se pose en effet est que la variance estimée peut inclure de la variance due à l'estimation du score de propension (spécification et choix du modèle : probit, logit, probit multinomial, etc.), à l'imposition de la condition du support commun et même à l'ordre dans lequel les sujets ont été matchés (Caliendo et Kopeining [2008]). Les différentes étapes de l'évaluation n'ont en conséquence d'effet que d'ajouter une variance en plus de celle relative à l'échantillon (Heckman et *al.* [1998]).

## 6- II/ Application aux données

### 6.5 Nos traitements améliorent-ils le retour à l'emploi ?

#### 6.5.1 Construction des critères d'efficacité

Après avoir harmonisé les modalités des variables d'activité des *traités* avant et après le passage par les traitements, nous observons une transition à la date de fin de l'aide, soit vers :

- (1) L'emploi non aidé (CDI, CDD, intérim, vacation).
- (2) Traitement de référence.
- (3) Autre contrat aidé : stages de formation (16-25, AIF, SIFE, FNE-cadres...), contrat emploi-solidarité (CES), contrat emploi ville (CEV), contrat emploi consolidé (CEC), contrat emplois-jeunes (CEJ), contrat de qualification (CQ), contrat d'apprentissage, etc.
- (4) Formation.
- (5) Chômage.
- (6) Etudes.
- (7) Inactivité.

Nous déterminons (*transition* (1)) la catégorie de l'emploi occupé par le traité en distinguant les missions d'intérim/vacation souvent considérés comme étant des CDD dans les évaluations précédentes. En conséquence, les CDD que nous définissons sont exclusivement des contrats à durée déterminée. Nous différencions l'emploi aidé en "*traitement de référence*" et "*autres emplois aidés*". Le fait que le participant soit encore en traitement de réf. ne veut pas dire que la date de fin de l'aide n'a pas été atteinte. Toutes les cohortes étudiées sont des cohortes de sortants à cette dernière date. Cette transition 'particulière' renvoie plutôt au phénomène de renouvellement des conventions. Lorsqu'il s'agit de la catégorie "*autres emplois aidés*", nous renseignons enfin les noms précis de ceux-ci (CEC, CQ, CA,...) où une éventuelle amélioration pourrait être apportée<sup>106</sup>.

---

<sup>106</sup> Dans le questionnaire, nous interrogeons les individus sur le fait qu'ils occupent un 'CDI' ou un 'CDD' ou des 'missions d'intérim/de vacation' ou encore un 'autre type d'emploi'. Après avoir écarté les sujets qui indiquent ces deux dernières modalités (question-filtre), nous demandons si l'éventuel CDI/CDD bénéficie d'une aide de l'Etat et l'intitulé de celle-ci. Nous pouvons en conséquence savoir si par exemple le 'CDD' effectué par le traité correspond à un CIE : tri croisé entre les deux informations.

Dans les fichiers de données, ceci n'est pas le cas : les deux variables sont indépendantes, ce qui est dommageable à l'étude. En termes de 1<sup>ères</sup> transitions, un CDI/CIE vaut mieux qu'un CDD/CIE. Ce qui signifie que nous pouvons affiner les caractéristiques des contrats aidés (Tab. 6.18).

Dans le panel, concernant les non traités, nous rencontrons un sérieux problème posé par leur calendrier *post traitement*. En guise de transitions, nous avons que l'emploi ou l'inactivité. Comment contourner ce problème<sup>107</sup> ? Sans les éligibles non entrés, nous ne construisons pas d'indicateurs d'efficacité et, en conséquence, nous n'évaluons pas les programmes. Nous nous limitons à la recherche de l'efficacité relative de ces dispositifs<sup>108</sup>. Ce problème de données touche les variables d'activité (variables présentées pour les traités). Le salaire, le type de contrat (CDI/CDD, emploi aidé), la durée du travail (complet/partiel) sont épargnés. Dans la Sect. 4.7, nous établissons les variables d'affectation aux traitements à partir de la re-création des dates exhaustives d'entrée et de sortie des programmes d'aide. Ces variables souffrent de plusieurs observations manquantes et d'un remplissage que nous soupçonnons faux (chez les CES notamment). Dans ce traitement, le calendrier *pré-traitement* est exact. A présent, il s'agit de la démarche inverse.

A partir des transitions des non traités, nous mettons à jour leur calendrier *post traitement* : date du 1<sup>er</sup> emploi, s'il existe, sa durée, période de chômage après (non), sa longueur, 2<sup>ème</sup> poste occupé, et ainsi de suite. Nous exploitons minutieusement les questionnaires des deux vagues. Lorsque l'emploi trouvé par l'éligible non entré couvre concrètement, en termes de durée, la date d'évaluation souhaitée, nous nous intéressons aux caractéristiques du poste ; il en va de même pour la réalisation inverse : le chômage en mesurant sa longueur et sa récurrence. La construction de ces deux derniers indicateurs, *i) caractéristiques des emplois* est développée dans la Section suivante et *ii) récurrence du chômage* chez un même traité et *nombre d'emplois occupés* se trouvent dans la Section 6.8.

Tab. 6.8 : un calendrier rétrospectif post traitement faux chez les non traités a été corrigé

	6 mois après.	1 an	1,5 an	2 ans	3 ans
Emploi	35,67	37,85	40,22	49,09	52,06
Emploi aidé	4,23	5,89	6,52	7,01	6,89
Chômage	49,50	43,70	40	29,09	26,34
Inactivité	10,60	12,56	13,26	14,8	14,7

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : la somme en colonne fait 100%.

<sup>107</sup> Le calendrier est-il faux ? à l'exception de quelques rares observations Qui ne coïncident pas avec les dates d'évaluation fixées (6 mois après la fin des programmes, 12 mois, 18 mois, 24 mois et 36 mois).

<sup>108</sup> Voir Section 6.7, notamment la justification économique à cette application.

## 6.5.2 Caractéristiques des nouveaux emplois

Chez les traités, nous distinguons :

- i) Caractéristiques du 1<sup>er</sup> emploi si le traité a quitté l'employeur d'origine à l'issue de la date de fin de l'aide.
- ii) Celles du dernier emploi si ce dernier en a occupé plusieurs.
- iii) Caractéristiques de l'emploi occupé dans l'entreprise où s'est déroulé le programme à la date de fin de l'aide (resp. celle de la 1<sup>ère</sup> et de la 2<sup>ème</sup> vagues d'enquêtes).
- iv) Caractéristiques du nouvel emploi du traité s'il n'est plus chez son employeur d'accueil après avoir été pendant une certaine durée<sup>109</sup>.

Chez les non traités, nous observons :

- j) Caractéristiques du 1<sup>er</sup> emploi occupé par le témoin.
- j') Caractéristiques du dernier emploi s'il s'avère qu'il en a occupé plusieurs.

Au-delà du fait que nous distinguons trois dates, la fin de l'aide, les 1<sup>ère</sup> et 2<sup>ème</sup> vagues d'enquêtes, la construction des indicateurs des caractéristiques des emplois ("salaire", "type du nouveau contrat" (CDI/CDD, emploi aidé) et "durée de travail" (temps complet/partiel)) mérite d'être discutée. Nous nous concentrons sur l'indicateur du "salaire" dont le développement qui suit est valable pour les autres indicateurs.

Le premier problème se situe du côté des non traités. Dans la situation *iii*, le salaire d'embauche des bénéficiaires renvoie à la date de fin de l'aide. Chez les individus du groupe de contrôle, nous ne pouvons, en revanche, 'deviner' cette date. Leur premier emploi renvoie à l'ensemble de la période d'observation. Il s'avère alors important de veiller aux dates de réalisation des emplois, notamment à leur date de fin (au sein de cette dernière population des non traités):

Du côté des traités, nous pouvons observer différentes dates d'embauche. Dans la situation (*iii*), le salaire est celui du maintien, alors que dans la situation (*iv*), il correspond à celui du nouvel emploi occupé chez un éventuel autre employeur, que nous appelons rémunération du 2<sup>ème</sup> emploi pour les bénéficiaires restés une certaine durée chez leur employeur d'accueil mais partis par la suite. Le problème qui se pose est que nous ne pouvons pas déterminer les dates de recrutement dans ces 2<sup>èmes</sup> postes ; de même, pour la situation (*i*), les 1<sup>ers</sup> emplois renvoient à des dates d'embauches différentes.

---

<sup>109</sup> La hiérarchisation de ces événements est le fruit du traitement de données chez les non traités (problème du calendrier des transitions *post traitement* erroné) et de vérification générale chez les traités.

Dans cette dernière situation : bénéficiaires ayant quitté leur employeur d'origine à l'issue de la date de fin des programmes, les réalisations les plus intéressantes sont celles qui correspondent à la date de sortie du traitement. En d'autres termes, le traité a réussi à trouver un emploi dès la date de fin de l'aide.

Nous distinguons plus spécifiquement plusieurs variables 'salaire'<sup>110</sup> selon l'ordre des emplois (emploi 1, emploi 2,...)<sup>111</sup> et par types de transition des traités/non traités. Nous connaissons les rémunérations aux dates des 1<sup>ère</sup> et 2<sup>ème</sup> vagues d'enquêtes : salaire que nous appelons *actuel*. Cette information correspond aux états (ii), (iii) et (iv) des traités. La situation (j) n'est en effet pas vraiment utile dans l'évaluation (salaire d'embauche des non traités). Que ce soit le cas d'un seul emploi ou de plusieurs, nous nous intéressons aux salaires aux dates des vagues d'enquêtes (y compris celui à la fin de l'aide ; cas spécifique à la situation (iii))

Tab. 6.9 : Caractéristiques des postes occupés après le traitement  
(en % par type par dispositif)

	24 mois après				36 mois après			
	CIE	CES	SIFE	TEM	CIE	CES	SIFE	TEM
CDI	74,7	25,2	39,4	51,5	75,4	27,2	40,7	56,8
CDD	16,0	22,8	26,7	21,4	16	22,5	26,5	22,7
Emploi aidé	9,2	51,9	33,8	27,0	8,6	50,3	32,8	20,5
Temps complet	75,2	44,1	60,1	66,8	77,5	43,8	67,2	71,7
Salaire	1120	765	858	950	1100	785	960	1115

Source : Panel des bénéficiaires – DARES.

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne de CDI, CDD et emploi aidé fait 100%.

<sup>110</sup> L'ensemble des variables qui décrit le salaire est identique à celui du revenu (unité monétaire, montant et tranche) : voir Section 5.6. *Traitement* : découpage erroné de la variable **continu** (*salaire\_mensuel*). La valeur minimale de la proportion des données incohérentes entre le montant de la rémunération et la tranche correspondante est de 3,6% (traités CES : salaire 1<sup>er</sup> emploi - d'embauche) et celle maximale est de 17,7% (CIE : salaire à la date de la 1<sup>ère</sup> vague).

Tous les fichiers de données (y compris ceux de contrôles) sont affectés par cette faute récurrente de découpage erroné des variables continues (âge, revenu, etc.). Nous les corrigeons selon la procédure détaillée dans la note de bas de page n° 68.

<sup>111</sup> Remarquons que, pour la catégorie des traités restés une certaine durée dans l'établissement d'origine et elle n'y est plus (situation iv) est la seule où nous pouvons deviner le salaire du 2<sup>ème</sup> poste (s'il existe). Pour toutes les autres catégories, nous connaissons seulement les rémunérations du 1<sup>er</sup> et du dernier emploi.

## 6.6 Discussion des résultats

Les variables de résultat ( $Y$ ) que nous construisons reflétant l'indicateur du taux de retour à l'emploi sont des indicatrices de situation d'emploi. Nous considérons :

$Y_1 = 1$  : Si le traité (resp. contrôle) est en emploi régulier, 0 sinon.

$Y_2 = 1$  : Si le traité (resp. contrôle) est en emploi aidé, 0 sinon.

$Y_3 = 1$  : Si le traité (resp. contrôle) est en emploi général (régulier/aidé), 0 sinon.

Dans la dernière définition ( $Y_3$ ), nous nous intéressons à l'emploi au sens large (régulier ou non) : CDI, CDD, traitement de référence, autre contrat aidé, ... . Cet indicateur  $Y_3$  reflète en effet l'objectif assigné par les pouvoirs publics aux programmes de la politique active de l'emploi (DARES [1997]).  $Y_3$  est en conséquence suffisant pour nos mesures d'impact où nous considérons que toute personne qui n'est pas en emploi est soit en situation de chômage soit en situation d'inactivité.<sup>112</sup>

Dans le Tab. 6.10,  $Y_3$  est l'indicateur d'efficacité construit à partir de variables en différence. Nous déterminons en effet, dans la Section 5.4.1, les situations des traités et des non traités avant la participation aux traitements. Cette variable de résultat permet en conséquence de mesurer l'écart bénéficiaires-témoins des améliorations respectives du taux d'emploi dans le temps (avant et après). Pour les traités CIE (entrés en 1997), par exemple, l'écart entre le taux d'emploi 6 mois après la sortie et celui avant la participation est supérieur de 66 points à l'écart observé sur les non traités. Ce résultat est significatif à 1%<sup>113</sup>. L'échantillon de départ comprend 1228 traités, auxquels sont associés 2022 témoins, soit en tout un effectif de 3250 au total. Le support commun en retient 3126 (soit 96,1% de la population totale), après avoir appliqué un trimming de 10% (Section 6.3).

Dans le Tab. 6.5,  $Y_3$  est en revanche l'indicateur d'efficacité construit à partir de variables en niveau (taux apparent d'insertion). Dans la Sect. 6.4 (Algorithme d'appariement), nous examinons, à titre préliminaire, parmi les méthodes d'appariement celle qui est la plus adéquate (kernel matching, plus proche(s) voisin(s), etc.). Nous retenons le kernel matching (Ichimura et Todd [1998]). "Toujours" chez les CIE (1997), 6 mois après la sortie, l'entrée dans ce dernier dispositif accroît le taux de retour à l'emploi en moyenne de 34 pts de %<sup>114</sup>. Cela signifie que la proportion des traités ayant retrouvé un emploi est supérieur de 34 points en moyenne à celle des non traités 6 mois après la date de fin de l'aide. Ou encore, ces bénéficiaires ont connu un taux de retour à l'emploi supérieur de 34 points que s'ils n'avaient pas participé à ce traitement. Ce résultat est significatif à 1%.

---

<sup>112</sup> Pour des raisons diverses : découragement, non recherche d'emploi volontaire, au foyer, enfants à charge, maladie, etc.

<sup>113</sup> Voir Section 6.14 (Annexe C) où nous présentons la sortie Stata de cette estimation.

<sup>114</sup> Les impacts estimés lorsque les indicateurs d'efficacité sont des variables indicatrices constituent des différences de fréquence qui s'expriment en points de fréquence. Nous notons de manière équivalente point de fréquence ou point de pourcentage (pts-fréq ou pts-%).



Si dans le Tab. 6.10, l'estimateur mobilisé est celui de difference-in-difference kernel matching (DDKM) – parce que la forme de construction de l'indicateur d'efficacité est en différence -, dans le Tab. 6.5, c'est celui comme nous l'indiquons du kernel matching (KM) – la forme de construction de l'indicateur est simple<sup>115</sup>. L'appariement est réalisé dans les deux cas sur le score de propension. Le principe de cette dernière méthode (KM) consiste à associer à chaque traité  $i$ , une moyenne pondérée de tous les non traités avec des poids qui sont inversement proportionnels à la distance entre les scores. Les DDKM ont en revanche comme objectif d'appliquer la technique des doubles différences après celle du KM. Malgré le fait que les interprétations des résultats obtenus par ces deux estimateurs sont naturellement différentes (moyenne ou encore différence de moyenne), nous pensons que l'impact du CIE (1997) obtenu à l'aide des DDKM est très élevé. Nous continuons à examiner les effets des autres programmes, selon ces deux optiques.

6 mois après la date de fin de l'aide, pour les participants du CIE (1998), l'écart entre le taux d'emploi général et celui avant l'entrée est supérieur à l'écart observé sur les témoins de 56 points. A l'aide de l'estimateur KM, l'impact est de 26 pts-%. Cela signifie que, pour les traités de ce dernier dispositif, le taux de retour à l'emploi est supérieur, à cette dernière date, à celui des non traités de 26 points. Ou encore, l'entrée en CIE (1998) accroît le taux de retour à l'emploi en moyenne de 26 pts-%. Ces résultats sont significatifs à 1%. Les impacts des CES 1997, 1998 et 1999 et du SIFE 1999 sont respectivement 56, , 68 et 74 pts-% (DDKM). Ceux à l'aide du KM sont les suivants : 20, 23, 30, et 31 pts-%. Nous vérifions les situations avant la participation. Celles-ci sont données correctes suite à la confirmation que nous opérons à partir des deux sources disponibles dans l'enquête : la question correspondante et le calendrier rétrospectif. Nous traitons ce problème dans la Section 6.6.3. En s'appuyant sur l'estimateur du KM, nous pouvons en revanche considérer que les programmes étudiés atteignent l'objectif assigné par les pouvoirs publics aux dispositifs de la politique active ( $Y_3$ ) : réduire l'éloignement au marché du travail.

Dans le Tab. 6.10, nous mesurons les impacts des traitements sur les taux de retour à l'emploi aidé et ceux réguliers (indicateurs construits resp. à partir de variables en niveau et en différence). Nous cherchons à les examiner selon ces deux optiques. Il est clair que dans le cadre d'un seul traitement,  $Y_2$  n'est pas vraiment utile. On se limite de fait souvent à  $Y_1$  et  $Y_3$ . Dans le cadre d'une évaluation multiprogrammes, nous pensons que nous devons néanmoins mobiliser  $Y_2$ . L'objectif est de réaliser une approche comparative entre les différents dispositifs. Quel traitement a permis un retour moindre vers l'emploi aidé ? Quel est précisément cet impact ? En effet, si  $Y_3$  fournit une interprétation des résultats en termes de proximité des traités au marché du travail, après la sortie, comparativement aux non

---

<sup>115</sup> L'estimation des impacts à l'aide de la méthode des noyaux est mise en œuvre par la commande *psmatch2* (Leuven et Sianesi [2003]) alors que ceux par la méthode des difference-in-difference-kernel-matching (DDKM) à l'aide de la commande *'diff'* (Villa [2012]). Il s'agit d'un 'puissant' code qui permet en une seule syntaxe de calculer les DD simples, les DD étendus (covariables et quantiles) et les DDKM selon ses différents types de fonction de noyau et largeur de fenêtre de lissage possible (via diverses options), logiciel Stata.

traités (car, nous mesurons les impacts en termes d'emploi ou de non emploi),  $Y_1$  permet d'apprécier cette proximité en termes de retour à l'emploi régulier. Avec  $Y_2$ , nous déterminons les effets sur le taux de retour à l'emploi aidé. Un impact négatif indique que les traités, après la sortie, comparativement aux non traités, sont moins dans les programmes d'aide, et présentent donc une dépendance moindre vis-à-vis de l'Etat.

L'écart entre le taux de retour à l'emploi aidé, 6 mois après la sortie, et celui avant la participation est supérieur à l'écart observé sur les témoins est de 2 points d'après l'estimateur DDKM (personnes entrées en CIE (1997)). Si l'impact sur l'emploi aidé dans ce dernier dispositif est négligeable, dans celui du CES (1997), il est nettement plus élevé (27 points). Cela signifie que les participants au CES sont davantage dans des contrats aidés que les non traités, après la sortie<sup>116</sup>. L'impact sur le taux de retour à l'emploi régulier montre un écart supérieur de 25 points (CES 1997) et de 63 points (CIE 1997). Sur le long terme, l'effet de ce dernier programme sur le taux de retour à l'emploi aidé est décroissant et devient négatif (-8 pts-%). Il est certes décroissant sur le taux de retour à l'emploi régulier, mais reste très positif (54 pts-%). Ces résultats sont significatifs à 1%. La même constatation est valable pour le CIE (1998) : resp. -7 et 35 pts-%. Le CIE est en conséquence un contrat aidé efficace à la fois pour améliorer le retour à l'emploi régulier et diminuer celui vers l'emploi aidé. Le CES (1997) paraît en revanche améliorer le retour à l sur le court terme diminuer

En s'appuyant sur l'estimateur KM, chez les CES, les effets, 6 mois après la date de fin de l'aide, sur les taux de retour à l'emploi aidé et régulier indiquent respectivement 31 et -12 points (entrée 1997). En 1998 et 1999, les impacts sur ce dernier indicateur sont -7 et -4 pts-%. Ces résultats sont significatifs à 1%. Sur le long terme, les effets sur le taux d'emploi non aidé demeurent négatifs et atteignent -11, -14 et -6 pts-% resp. pour les trois années d'entrées mais non significatif pour la dernière (36 mois après). Sur la base du taux de retour à l'emploi aidé, les impacts sont décroissants tout au long de la période d'évaluation, en rapprochant les 8 pts-% et ce, quelle que soit la population CES. Ces résultats positifs dans la dernière situation, négatif dans la première et très significatif sont en défaveur des participants à ce dernier programme. Malgré le fait que les bénéficiaires du SIFE sont dans la même situation que ceux des CES en terme de retour à l'emploi aidé (19 pts-% et significatif à 1%), 6 mois après la date de fin de l'aide, et 2 pts-% (non significatif), 36 mois après, ils enregistrent en revanche un meilleur retour à l'emploi régulier (13 et 5 pts-%, resp. à ces deux dernières dates, significatif 1%). Parmi les éventuelles explications de la décroissance des impacts sur les taux de retour à l'emploi notamment général ou régulier, nous pouvons avancer le fait que les programmes d'aide exercent, à court terme, un effet stimulant sur les bénéficiaires en termes d'activité de recherche d'emploi. Ainsi, les premiers taux d'emploi sont très positifs notamment auprès des participants les plus éloignés du marché du travail. Enfin, nous observons, à travers les deux stratégies d'évaluation que nous conduisons (série de modèles probit simples et probit multinomial), que ces deux dernières alternatives

---

<sup>116</sup> Voir Section 6.6.4 pour les raisons explicatives de cette transition accrue vers les programmes d'aide.

fournissent des résultats similaires ; ce qui est conforme à la littérature (Lechner [2001a]). Nous obtenons dans l'ensemble des écarts-types moindres dans la seconde.

**Tab. 6.10 : Ecart de taux de retour à l'emploi entre bénéficiaires et témoins avant/après<sup>117</sup>**

Série de modèles probit simples								
	1997				1998			
	CIE		CES		CIE		CES	
	Naïf	KM	Naïf	KM	Naïf	KM	Naïf	KM
6 mois après	66,4*** (2,5)	66,5*** (2,5)	59,7*** (2,6)	56,4*** (4,4)	47,5*** (5,6)	56,7*** (5,8)	49,0*** (3,6)	51,1*** (4,4)
1 an	61,9*** (2,6)	62,7*** (2,6)	52,1*** (3,1)	53,0*** (4,8)	48,3*** (5,7)	53,4*** (4,9)	57,4*** (3,9)	59,4*** (3,9)
1,5 an	60,2*** (2,6)	60,0*** (2,4)	53,3*** (3,3)	49,8*** (4,1)	46,5*** (5,7)	54,0*** (5,1)	47,7*** (4,8)	49,8*** (4,1)
2 ans	56,2*** (2,5)	57,0*** (2,1)	44,7*** (3,4)	42,3*** (4,4)	38,5*** (5,8)	37,5*** (5,9)	40,3*** (4,1)	42,3*** (4,4)
3 ans	56,9*** (2,7)	54,8*** (2,3)	35,8*** (3,0)	32,5*** (4,3)	34,5*** (6,3)	26,4*** (5,8)	32,5*** (4,3)	32,5*** (4,3)
Modèle probit multinomial								
6 mois après	66,4*** (2,5)	63,7*** (2,7)	59,7*** (2,6)	51,1*** (4,4)	47,5*** (5,6)	56,6*** (5,5)	49,0*** (3,6)	50,6*** (3,1)
1 an	61,9*** (2,6)	62,8*** (2,9)	52,1*** (3,1)	59,4*** (3,9)	48,3*** (5,7)	53,0*** (4,8)	57,4*** (3,9)	59,1*** (3,7)
1,5 an	60,2*** (2,6)	59,4*** (2,7)	53,3*** (3,3)	49,7*** (3,9)	46,5*** (5,7)	53,9*** (5,1)	47,7*** (4,8)	49,6*** (3,9)
2 ans	56,2*** (2,5)	47,9*** (2,3)	44,7*** (3,4)	42,3*** (4,4)	38,5*** (5,8)	37,6*** (5,6)	40,3*** (4,1)	42,3*** (4,4)
3 ans	56,9*** (2,7)	45,9*** (2,7)	35,8*** (3,0)	32,5*** (4,3)	34,5*** (6,3)	26,4*** (5,7)	32,5*** (4,3)	32,1*** (4,3)

Entre parenthèses : écarts-types.<sup>118</sup>

\*\*\* : significatif au seuil de 1%, \*\* : 5% et \* : 10%.<sup>119</sup>

Source : panel des bénéficiaires - DARES.

**(suite) Tab. 6.10 : Impact sur le taux de retour à l'emploi général**

Série de modèles probit simples								
	1997				1998			
	CIE		CES		CIE		CES	
	Naïf	KM	Naïf	KM	Naïf	KM	Naïf	KM
6 mois après	35,6*** (1,8)	34,7*** (1,9)	21,1*** (2,6)	20,8** (3,1)	29,3*** (4,2)	26,6*** (1,1)	19,9*** (3,0)	21,1*** (2,6)
1 an	30,9*** (1,8)	31,0*** (2,0)	17,4*** (2,6)	18,0*** (2,8)	24,1*** (4,3)	23,2*** (1,3)	17,7*** (3,0)	17,4*** (2,6)

Les statistiques T du Student et les écarts-types des effets des traitements sur les populations des traités (ATT) sont obtenus en appliquant les méthodes du bootstrap. Nous répliquons l'ensemble de la procédure de mesure des impacts 100 fois sur 100 échantillons tirés aléatoirement avec remise en incluant la ré-estimation à chaque étape des différents modèles probit simple et multinomial.

<sup>118</sup> Voir Annexe C pour les évaluations des effets des autres programmes : CES et SIFE (1999).

<sup>119</sup> Voir Sect. 6.4 pour la critique adressée à la méthode du bootstrap.

1,5 an	28,5*** (1,8)	28,5*** (2,0)	18,9*** (2,6)	18,8*** (3,1)	24,2*** (4,2)	24,1*** (1,7)	18,3*** (3,0)	18,9*** (2,6)
2 ans	15,8*** (1,8)	16,1 (2,0)	7,4*** (2,5)	7,9*** (2,7)	5,6 (4,3)	5,0 (5,0)	8,9*** (2,9)	7,4*** (2,5)
3 ans	17,0*** (1,9)	15,5*** (2,0)	0,9 (2,7)	0,7 (3,2)	-0,1 (4,6)	-5,0 (5,3)	5,7* (3,2)	0,9 (2,7)
<b>Modèle probit multinomial</b>								
6 mois après	35,6*** (1,8)	34,5*** (1,7)	21,1*** (2,6)	19,7** (2,9)	29,3*** (4,2)	26,4*** (0,9)	19,9*** (3,0)	20,1*** (2,4)
1 an	30,9*** (1,8)	29,7*** (2,0)	17,4*** (2,6)	17,5*** (2,5)	24,1*** (4,3)	21,1*** (1,3)	17,7*** (3,0)	16,8*** (2,2)
1,5 an	28,5*** (1,8)	28,1*** (2,0)	18,9*** (2,6)	18,2*** (3,1)	24,2*** (4,2)	23,1*** (1,7)	18,3*** (3,0)	17,9*** (2,7)
2 ans	15,8*** (1,8)	15,5 (2,0)	7,4*** (2,5)	7,8*** (2,7)	5,6 (4,3)	5,0 (5,0)	8,9*** (2,9)	7,1*** (2,5)
3 ans	17,0*** (1,9)	15,0*** (2,0)	0,9 (2,7)	0,7 (3,2)	-0,1 (4,6)	-5,0 (5,3)	5,7* (3,2)	0,9 (2,7)

<b>Ecart de taux de retour à l'emploi aidé</b>								
	<b>1997</b>				<b>1998</b>			
	<b>CIE</b>		<b>CES</b>		<b>CIE</b>		<b>CES</b>	
	Naïf	KM	Naïf	KM	Naïf	KM	Naïf	KM
6 mois après	2,6*** (0,8)	2,0*** (0,4)	27,3*** (1,3)	27,4*** (2,3)	6,4*** (1,6)	5,9** (2,3)	21,8*** (2,2)	20,2*** (2,3)
1 an	0,1*** (0,7)	-0,3 (0,7)	24,0*** (3,3)	22,9*** (1,3)	0,7 (1,3)	0,5 (2,1)	16,6*** (2,1)	15,7*** (1,9)
1,5 an	4,2*** (0,6)	-1,4** (0,7)	25,7*** (3,0)	23,3*** (2,2)	4,3*** (1,5)	-0,01*** (2,1)	8,1*** (1,3)	15,9*** (1,9)
2 ans	4,2*** (0,7)	-8,8*** (1,0)	4,9*** (0,8)	15,9*** (2,3)	4,3*** (1,6)	-7,2*** (2,1)	8,1*** (1,2)	9,9*** (2,2)
3 ans	4,2*** (0,6)	-8,5*** (0,9)	4,9*** (1,1)	8,4*** (1,9)	4,3*** (1,3)	-7,8*** (2,2)	8,1*** (1,3)	8,1*** (2,7)

<b>Taux de retour à l'emploi aidé</b>								
	<b>1997</b>				<b>1998</b>			
	<b>CIE</b>		<b>CES</b>		<b>CIE</b>		<b>CES</b>	
	Naïf	KM	Naïf	KM	Naïf	KM	Naïf	KM
6 mois après	6,2*** (0,6)	6,3*** (0,07)	10,6*** (1,3)	10,5*** (2,4)	27,6*** (1,9)	31,6*** (1,2)	8,5*** (2,0)	10,6*** (1,3)
1 an	4,0*** (0,5)	4,1*** (0,6)	4,9*** (0,9)	4,7*** (1,6)	22,3*** (1,8)	27,3*** (1,1)	3,7*** (0,9)	4,9*** (0,9)
1,5 an	2,8*** (0,4)	2,9*** (0,5)	4,3*** (0,9)	4,1*** (1,5)	22,7*** (1,8)	28,1*** (1,1)	2,3*** (0,9)	4,3*** (0,9)
2 ans	-5,2*** (0,8)	-4,9*** (0,7)	-4,6*** (1,6)	-3,1** (1,4)	15,7*** (2,0)	18,8*** (1,6)	-4,0*** (1,6)	-4,6*** (1,6)
3 ans	-4,3*** (0,9)	-4,3*** (0,7)	-5,3*** (2,0)	-4,8** (1,6)	15,5*** (2,3)	11,2*** (1,7)	-5,3*** (2,0)	-5,3*** (2,0)

<b>Ecart de taux de retour à l'emploi régulier</b>								
	<b>1997</b>				<b>1998</b>			
	<b>CIE</b>		<b>CES</b>		<b>CIE</b>		<b>CES</b>	
	Naïf	KM	Naïf	KM	Naïf	KM	Naïf	KM
6 mois après	63,4*** (2,5)	63,6*** (2,2)	32,3*** (3,2)	25,1*** (3,4)	47,5*** (5,6)	51,2*** (4,8)	24,0*** (3,6)	27,8*** (3,3)
1 an	61,9*** (2,6)	62,7*** (2,6)	33,0*** (3,3)	28,2*** (3,2)	48,3*** (5,7)	52,0*** (5,2)	26,7*** (3,7)	31,1*** (3,8)
1,5 an	60,2*** (2,6)	60,0*** (2,4)	33,7*** (3,3)	28,6*** (2,9)	46,5*** (5,7)	51,8*** (5,1)	28,1*** (3,7)	32,4*** (4,0)
2 ans	56,2*** (2,5)	57,0*** (2,1)	32,1*** (3,3)	27,7*** (3,5)	38,5*** (5,8)	45,0*** (5,3)	27,2*** (3,8)	32,6*** (3,1)
3 ans	56,9*** (2,7)	54,8*** (2,3)	34,2*** (3,5)	27,7** (2,8)	34,5*** (6,3)	35,3*** (6,0)	23,1*** (4,2)	24,2*** (3,2)

<b>Taux de retour à l'emploi régulier</b>								
	<b>1997</b>				<b>1998</b>			
	<b>CIE</b>		<b>CES</b>		<b>CIE</b>		<b>CES</b>	
	Naïf	KM	Naïf	KM	Naïf	KM	Naïf	KM
6 mois après	28,6*** (1,8)	27,7*** (2,0)	-12,4*** (2,5)	-12,6*** (2,8)	18,1*** (4,3)	15,5*** (5,0)	-11,1*** (2,8)	-7,6** (2,6)
1 an	26,6*** (1,8)	26,6*** (2,0)	-11,3*** (2,5)	-10,3*** (2,3)	18,8*** (4,3)	17,9*** (4,6)	-7,9*** (2,9)	-1,8 (4,2)
1,5 an	24,9*** (2,0)	24,5*** (2,0)	-10,9*** (2,5)	-10,6*** (2,7)	17,6*** (4,3)	17,6*** (4,9)	-5,8** (3,0)	-1,0 (3,8)
2 ans	21,4*** (1,8)	21,1*** (2,0)	-12,4*** (2,5)	-11,2*** (2,9)	9,8** (4,4)	7,5** (4,5)	-6,8** (3,0)	-4,7 (3,2)
3 ans	21,6*** (1,9)	20,2*** (1,9)	-9,8*** (2,7)	-11,2*** (3,1)	6,0 (4,7)	0,2 (5,4)	-10,3*** (3,3)	-14,1*** (3,9)

### 6.6.1 Jugement des biais de sélection

Tous les impacts sont comparés à ceux obtenus à partir des estimateurs naïfs. Lors de l'évaluation, ces derniers estimateurs permettent en effet de juger l'intensité de la sélection à l'entrée dans les différents dispositifs en les comparant aux éventuels autres estimateurs construits sous l'hypothèse de sélection sur les observables et, à la fois les observables et inobservables.

Si l'estimateur naïf sous-estime l'impact du traitement comparativement à celui obtenu par exemple à partir de la méthode d'appariement, le biais de sélection observable est alors négatif. Il est *a priori* révélateur de caractéristiques inobservables par l'évaluateur, jugées positives par les acteurs du marché du travail (employeurs et agents locaux de l'emploi). En conséquence, les individus ayant réellement participé au programme sont ceux du point de vue de leurs caractéristiques observables les moins employables. C'est le cas des CES et des SIFE. Nous obtenons systématiquement des impacts naïfs inférieurs à ceux du kernel matching : respectivement 23 et 30 pour le CES (1999), 28 et 31 pour le SIFE (1999) ou encore 19 et 21 pts-% pour le CES (1998), par d'exemple, sur l'indicateur du taux de retour à l'emploi général, 6 mois après la date de fin de l'aide (Tab. 6.10).

En revanche, si cette différence est négligeable, cela signifie que les effets de sélection sur les observables ne sont pas très importants d'une part, et que le groupe de comparaison ainsi construit retrace 'parfaitement' la situation des bénéficiaires en l'absence du traitement, d'autre part. En d'autres termes, les non traités sont les plus comparables aux traités du point de vue de leurs caractéristiques observables. Nous obtenons dans le cas du CIE (1997), un impact naïf de 30,9 pts-% alors que celui à l'aide de l'estimateur à noyau est de 31,0 pts-% sur le taux de retour à l'emploi général, 12 mois après la date de sortie (Tab. 6.10). Les écarts constatés sont dans l'ensemble négligeables pour le CIE (1998). Dans le cas du CES (1997), la différence entre ces deux derniers estimateurs est minime contrairement aux CES (1998 et 1999). L'effet naïf de l'entrée dans ce premier programme est de 21,1 contre 20,8 pts-% (KM), 6 mois après la date de fin de l'aide. Ces résultats pourraient, de plus, s'expliquer par les restrictions que nous imposons lors de la recherche des groupes des traités et des non traités (écarter les participants entrés tardivement (resp. précocement), les faux bénéficiaires, séparation par cohortes d'entrants/sortants (Section 4.8), mais aussi à la sélection de covariables qui répondent au mieux aux critères d'éligibilités définissant les différents programmes à évaluer.

C'est parce que aucune contrainte n'est retenue que la méthode la plus 'rapide' pour calculer l'estimateur naïf consiste à recourir à une régression MCO : la variable à expliquer est l'indicateur d'efficacité et celle explicative est 'l'affectation'. L'estimateur naïf correspond, par définition, au simple écart de situation entre les traités et les non traités donné par la différence de l'indicateur d'efficacité entre ces deux dernières populations.

$$E(Y_1 \setminus T = 1) - E(Y_0 \setminus T = 0)$$

Dans le cas *multitraitements*, l'estimateur naïf constitue la différence des moyennes entre les bénéficiaires du traitement  $l$  et ceux au traitement  $k$ . Il est aussi appelé estimateur des différences premières ou encore estimateur par simple différence<sup>120</sup>.

$$\alpha = E(Y^k|T = k) - E(Y^l|T = l).$$

$$Y^{k/l} = \text{constante} + \alpha T^{k/l} + \varepsilon.^{121}$$

où  $\alpha$  : impact du passage en traitement. Les estimateurs naïfs que nous calculons sont en revanche étendus aux cas de covariables. Nous utilisons deux formes de calcul selon la nature de la forme de construction de l'indicateur d'efficacité : simple ou en différence. Dans la 1<sup>ère</sup>, l'estimateur obtenu est "*naïf simple*" (ENS) et dans la 2<sup>ème</sup> "*naïf en différence-in-différence*" (ENDID). Si l'estimateur naïf simple constitue, par définition, la différence entre la moyenne de la variable de résultat chez les participants et les non participants, l'ENDID mesure en revanche l'impact  $\alpha$  par la différence, entre traités et non traités, de la variation de cette variable de résultat : écart bénéficiaires-témoins des améliorations respectives du taux d'emploi par exemple. Ce dernier estimateur élimine en conséquence les sources potentielles de biais qui perdurent dans le temps. Il est la solution de :

$$Y_{it_1} - Y_{it_0} = \varphi(X_{it_1}) - \varphi(X_{it_0}) + D\alpha^* + \varepsilon_{it_1} - \varepsilon_{it_0}$$

où  $t_0$  et  $t_1$  représentent respectivement la date avant le passage en mesure et celle après.

Dans le Tab. 6.10, remarquons enfin que les estimateurs naïfs ne varient pas selon les modèles utilisés (série de probit simple et modèle multinomial). La spécification est identique.

---

<sup>120</sup> L'intérêt de la méthode MCO est d'apprécier la significativité des estimateurs naïfs (comparativement à celle des différences premières).

<sup>121</sup> Nous ne posons de contrainte ni sur le jeu des covariables à retenir pour l'estimation des probabilités de participation et par conséquent la plausibilité de l'hypothèse CIA, ni sur le fait que le score de propension résultant permet d'équilibrer la distribution des caractéristiques individuelles dans le groupe des traités et celui des éligibles non entrés.

## 6.6.2 Impacts selon les caractéristiques des postes occupés

Nous construisons l'indicateur 'CDI' (=1, 0 sinon). Pour la dernière application sur le taux de retour à l'emploi, nous pouvons d'ailleurs envisager la formulation suivante, ce qui revient au même si l'on s'intéresse à  $Y_3$  (emploi général).

- 1)  $Y = 1$  : Si le traité (resp. contrôle) est en CDI, 0 sinon
- 2)  $Y = 1$  : Si le traité (resp. contrôle) est en CDI ou CDD, 0 sinon
- 3)  $Y = 1$  : Si le traité (resp. contrôle) est en CDI, CDD ou programme aidé, 0 sinon

Nous nous intéressons, outre ces caractéristiques des contrats, aux indicateurs qui désignent le temps complet (=1, 0 : sinon) et à la rémunération (variable continue). Dans le Tab. 6.11, tous ces critères d'efficacité, hormis ceux de types des contrats, sont construits à partir de variables en niveau. Nous ne disposons, en effet, d'informations ni sur le salaire ni sur la durée de travail dans le dernier emploi occupé en période *prétraitement*. Or, non seulement la '*rémunération avant*' est nécessaire pour la construction de l'indicateur en différence, mais c'est aussi un élément influençant l'entrée dans les traitements<sup>122</sup>. Pour les traités CIE (1997), à titre d'exemple, le salaire mensuel net reçu, 24 mois après la fin de l'aide, est supérieur à celui des témoins de 157 euros, d'après l'estimateur à noyau. Cet impact est plus élevé sur 36 mois. Néanmoins, nous constatons que nos effets sont peu significatifs et surtout peu convergents selon d'autres estimateurs que nous calculons avec des écarts parfois importants : plus proche voisin (NN), 5NN<sup>123</sup>. Les résultats des mesures des impacts sont en conséquence à prendre avec prudence. L'évaluation est en effet moins robuste que celle sur les indicateurs en différence (Heckman et al. [1997], Brodaty et al. [2005]) comme nous l'avons justifié dans la section 6.6.<sup>124</sup>

En s'appuyons sur le 1<sup>er</sup> critère "CDI" (en différence), chez les participants CIE (1997), nous constatons que l'écart entre la proportion des traités en CDI, 24 mois après, et celle avant l'entrée en traitement est supérieur à celui observé sur les non traités de 75 points d'après l'estimateur à noyau (Tab. 6.11). La catégorie de l'emploi occupé par le traité en période *prétraitement* a été en effet déterminée avec précision (Tab. 5.10). En revanche, si nous nous basons sur ce même indicateur en niveau, nous observons que la proportion des traités CDI, 24 mois après la fin de l'aide, est supérieure à celle des témoins de 25,7 points, d'après le même estimateur. Enfin, la proportion des traités qui travaillent à temps complet, 24 mois après la fin de l'aide, est supérieure à celle des témoins de 6,6 points, d'après l'estimateur à noyau. La sélection de ces deux dates d'évaluation (24 et 36 mois après) est justifiée dans la Sect. 6.5.2, où figure la stratégie de construction de ces indicateurs d'efficacité. Nous ne pouvons envisager la mesure d'impact à la fin de l'aide.

---

<sup>122</sup> Charpail et al [2005] montrent que certains bénéficiaires du CIE subissaient une perte de salaire à l'embauche dans ce contrat aidé.

<sup>123</sup> NN : CIE (1997) 137\*\* (56,2) ; CES (1998) : -230 (61) et SIFE (1999) : -54 (95), 24 mois après.

<sup>124</sup> Nous avons la rémunération lors du passage par le traitement et le revenu avant (voir resp. Sections 6.7 et 6.10).



**Tab. 6.11 : Résultats sur l'emploi occupé**

24 mois après						
	CIE/TEMOINS (1997)		CES/TEMOINS (1998)		SIFE/TEMOINS (1999)	
	naïf	KM	naïf	KM	naïf	KM
CDI (en différence)	75,2*** (1,2)	75,2*** (1,2)	-25,9*** (1,9)	-28,0*** (1,9)	-14,8*** (3,2)	-15,7*** (3,2)
CDI	23,0*** (2,4)	25,7*** (2,6)	-22,7*** (4,0)	-21,0*** (5,8)	-9,6*** (3,6)	-12,1 (7,7)
Temps complet	7,6*** 2,2	6,6*** 2,5	-13,4*** 4,0	-14,2 5,7	2,8 3,3	1,3 7,3
Salaire	156*** (37,9)	157*** (47,2)	-77* (40,6)	-171 (54,2)	48* (29,1)	11** (61,1)
36 mois après						
CDI (en différence)	70,2*** (1,2)	71,9*** (1,2)	-25,9*** (1,9)	-26,7*** (1,9)	-14,9*** (3,2)	-17,7*** (3,2)
CDI	25,6*** (2,4)	27,7*** (2,6)	-21,7*** (4,0)	-24,0*** (5,8)	-10,6*** (3,6)	-14,1 (7,7)
Temps complet	8,9*** 2,2	8,5*** 2,5	-13,7*** 4,0	-14,9 5,7	3,5 3,3	1,7 7,3
Salaire	181*** (39,2)	190*** (47,2)	-75* (40,6)	-171 (54,2)	47* (29,1)	25** (61,1)

Entre parenthèses : écarts-types.

\*\*\* : significatif au seuil de 1%, \*\* : 5% et \* : 10%.

Source : panel des bénéficiaires - DARES.

**(suite) Tab. 6.11 : Résultats sur l'emploi occupé**

24 mois après						
	CIE/TEMOINS (1998)		CES/TEMOINS (1997)		CES/TEMOINS (1999)	
	naïf	KM	naïf	KM	naïf	KM
CDI	13,6*** (6,5)	8,7 (8,0)	-23,8*** (3,6)	-23,7*** (3,9)	-23,8*** (4,1)	-26,8*** (4,6)
Temps complet	2,1 5,9	-5,9 7,7	-19,6*** 3,3	-18,5*** 4,0	-6,1 4,0	-6,1 4,6
Salaire	79 (73,3)	14 (112,3)	-126*** (35,6)	-81** (38,5)	-28 (37,6)	-53 (35,9)
36 mois après						
CDI	14,9*** (6,9)	9,6 (8,0)	-25,0*** (3,9)	-23,7*** (3,9)	-27,1*** (4,1)	-25,8*** (4,6)
Temps complet	3,1 5,9	-5,1 7,8	-21,6*** 3,3	-20,5*** 4,2	-6,5 4,0	-6,7 4,6
Salaire	85 (73,3)	10 (112,7)	-132*** (35,9)	-87** (39,2)	-27 (37,9)	-61 (36,4)

### 6.6.3 Matching exact et qualité des appariements

L'idée de se baser sur le matching exact dans ce travail n'est pas nouvelle. Nous la proposons afin de répondre à la question "*Doit-on éliminer les traités du CQ ?*". Nous réalisons d'abord un appariement exact sur l'**âge**, puis un matching de chaque participant avec le sujet de contrôle qui a le score de propension le plus proche. L'estimation des impacts (sans cette dernière procédure) - c'est-à-dire en s'appuyant uniquement sur le score de propension - ne nous permet pas de respecter l'hétérogénéité des programmes selon le critère d'âge. Or, le CQ est un dispositif destiné exclusivement à un public jeune (moins de 26 ans), alors que le CES, CIE et SIFE sont 'généralistes' (en termes de population : jeunes et adultes). Nous risquons à défaut de comparer un bénéficiaire CQ à un témoin de plus de 26 ans. Une éventuelle autre solution consiste, par ailleurs, à séparer 'physiquement' les fichiers de données selon l'âge et à réaliser, par la suite, l'appariement sur le score de propension. Dans la Section 4.3.1, nous définissons en effet la contrainte "*d'adéquation entre des traités et les contrôles selon certains critères d'éligibilité discriminant dans le cadre d'une évaluation multitraitements*". Le matchnig exact constitue en conséquence une application plus pratique de cette dernière restriction qui nous permet (éventuellement) de ne pas écarter les traités CQ. En d'autres termes, il s'agit de la justification "statistique" au recours au matching exact.

Dans la Section 3.2.2, nous proposons le matching exact comme 'la solution' à une évaluation qui prend en compte la dimension régionale. Il s'agit de la même procédure : un traité apparié à un non traité de la même région (exclusivement) ; nous comparons ensuite leur situation sur la base du plus proche voisin (score de propension). D'une part, comparer des bénéficiaires et des éligibles non entrés situés dans des zones géographiques d'emploi différentes est source de biais (Heckman, Ichimura, Smith et Todd [1998], et Smith et Todd [2004]). D'autre part, à la suite de la régionalisation d'une grande partie des programmes d'aide à l'emploi, l'appariement exact est devenu une démarche obligatoire. Au-delà du fait de ne pas matcher un participant CIE d'Ile de France, par exemple, avec un témoin de Provence-Alpes-Côte d'Azur, se restreindre aux traités et aux non traités d'un même bassin d'emploi est une nécessité. Autrement dit, cette fois-ci, la régionalisation des dispositifs constitue en soi la justification économique au recours au matching exact<sup>125</sup>.

Le matchnig exact est la méthode initialement proposée par Rubin [1974] dans le cadre d'un appariement sur les covariables (CVM). Sans avoir recours à un logiciel économétrique (Stata, SAS, etc.), cette méthode peut être facilement mise en œuvre sur n'importe quel tableur tel qu'Excel. A taille rai-

---

<sup>125</sup> Le CIE, à titre d'exemple, a été créé en 1995 et modifié à plusieurs reprises. Un des principaux changements de ce programme, depuis mai 2005, est que les critères d'accès sont déterminés par arrêté préfectoral de chaque région. Le public pouvant y souscrire est principalement défini par la demande du marché de l'emploi de la région concernée. Le renouvellement de ce contrat aidé est accepté selon des critères déterminés une fois de plus par les régions. Cette régionalisation rend en conséquence impossible la détermination des règles précises qui régissent d'une façon générale les différents dispositifs.

sonnable de base de données, nous trions d'abord les demandeurs d'emploi (bénéficiaires ou non) selon le sexe, par exemple. Nous obtenons ainsi deux sous-groupes (celui des hommes bénéficiaires et non et celui des femmes bénéficiaires/non). Au sein de chacun de ces deux sous-groupes, nous classons ensuite, par exemple, selon l'âge ([18,25[, [25,40[, ..., [60, et+[). Nous obtenons plusieurs sous-groupes de sujets (celui des **jeunes femmes** bénéficiaires et non, celui des hommes avancés en âge bénéficiaires/non, etc.). Puis, dans chacun de ces nouveaux sous-groupes, nous trions selon le statut marital ou l'ancienneté au chômage, etc, par exemple. Après avoir terminé le jeu de classement, nous trions enfin chaque  $n^{\text{ième}}$  sous-groupe selon le fait que l'individu soit traité ou non (variable d'affectation). Nous obtenons alors des couples (traités/non traités) ayant des caractéristiques identiques ou très proches<sup>126</sup>. Or, la principale difficulté provient du fait que lorsque le nombre des covariables mobilisées augmente - condition nécessaire à la satisfaction de la propriété d'indépendance conditionnelle - le nombre de tris à effectuer s'accroît, augmentant ainsi la difficulté de trouver un appariement exact pour chaque traité, d'où, l'idée consistant à chercher le plus proche voisin - critère valable pour cette méthode (et non uniquement sur le score de propension). Mais, dans ce cas, pouvons-nous ne pas réaliser un appariement de bonne qualité. Nous pouvons nous trouver - situation "extrême" - avec des cellules qui ne contiennent que des traités et/ou des cellules qui ne comprennent que des non traités. Ces problèmes de matching (exact, plus proche voisin) s'accroissent de façon générale lorsque certaines des variables sont polytomiques (prenant plus de deux valeurs) ou encore lorsqu'elles sont continues<sup>127</sup>. Soit  $v$  le nombre de covariables disponibles et, en supposant qu'elles sont toutes dichotomiques, le nombre des cellules possibles est de  $2^v$ .

Dans les deux derniers exemples, nous expliquons une combinaison de cette méthode (CVM) qui se limite à une seule covariable (âge / région) avec celle du matching sur le score de propension. Dans la Sect. 6.4, nous indiquons que cela constitue une des extensions possibles de la méthode d'appariement : "*matching exact sur quelques covariables et plus proche voisin sur le score de propension*". En distinguant chez les traités et les non traités : *i*) les situations *juste avant* la participation aux traitements, *ii*) celles *avant*, *iii*) la catégorie du dernier emploi effectué et *iv*) le fait qu'ils ont effectué ou non un contrat aidé, nous pouvons saisir plus spécifiquement une part importante de l'hétérogénéité individuelle inobservée. Nous proposons, par conséquent, de recourir à cette dernière méthode. Comme le montrent Kluve, Lehmann et Schmidt [2001], l'appariement exact sur la séquence des trois dernières situations vécues par les participants et les non participants permet non seulement d'améliorer considérablement les comparaisons entre ces deux populations, mais aussi de capturer une part importante de l'hétérogénéité individuelle inobservée. L'histoire professionnelle récente des

---

<sup>126</sup> En pratique, le jeu de classement doit comprendre, chaque fois, la variable de résultat pour faciliter le calcul des impacts.

<sup>127</sup> Il faut trier selon les variables d'abord continues, ensuite polytomiques et enfin binaires, afin de maximiser les chances d'appariement. Le jeu de tri que nous décrivons est facile à mettre en œuvre sur le score de propension : une seule variable (continue). Cette dernière constitue une solution satisfaisante en vue d'éviter les appariements de mauvaise qualité.

demandeurs d'emploi est susceptible plus spécifiquement de capturer simultanément la vraie dépendance d'état « *state dependence* » et la dépendance induite par la présence d'hétérogénéité inobservable non contrôlée « *spurious dependence* » (Brodaty [2002])<sup>128</sup>.

Nous mobilisons cette dernière méthode afin de réestimer les impacts sur les taux de retour à l'emploi. Nous considérons que ceux-ci sont sur-évalués à l'aide de la technique des doubles différences par appariement (Section 6.6.2). Nous recourrons en outre à un algorithme qui nous permet de nous baser sur l'ensemble des covariables (et pas certaines comme dans méthode ci-dessous) et d'être certain de matcher des traités à des non traités d'une façon exact sur ceux-ci. En plus de ce dernier avantage, il nous accorde la possibilité d'éviter les indéterminations lors de la mise en œuvre des techniques d'appariement.

Les doubles différences par appariement sont-elles valides dans notre cas ?

La mobilisation de la méthode des doubles différences par appariement, dans notre cas d'étude, est d'autant plus nécessaire que les bénéficiaires/témoins ne forment pas un panel de chômeurs. La proportion des traités CIE, CES et des SIFE qui ont toujours été en emploi avant d'entrer dans ces dispositifs, s'élève resp. à 25%, 12% et 10%. Nous trouvons parmi les éligibles non entrés antérieurement en emploi une proportion très élevée, qui dépasse les 60% (Tab. 6.12).

Tab. 6.12 : Situation d'emploi avant/après  
(en % par type de traitement)<sup>129</sup>

	1997			1998			1999		
	CES	CIE	TEM	CES	CIE	TEM	CES	SIFE	TEM
Avant l'entrée	20	34	62	26	34	60	27	18	68
6 mois après	54	80	42	58	72	41	60	61	32

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne ne fait pas 100%

Cette technique permet d'éliminer par construction les effets des différences des variables non observables. Ceci est possible à l'aide de l'opérateur de différence in difference. Lorsque nous estimons en différence-in-différence-kernel-matching (DDKM), nous appliquons les doubles différences (DD) après l'appariement (KM). Dans les doubles différences, nous réalisons une 1<sup>ère</sup> différence qui permet d'éliminer les effets fixes et une 2<sup>ème</sup> qui élimine les effets temporels communs (Tab. 6.13). Ce qui s'avère adéquat pour notre mesure d'impact sur le taux de retour à l'emploi. En effet, cet indica-

<sup>128</sup> Évaluation menée sur les politiques publiques de l'emploi en Pologne [2001].

<sup>129</sup> Nous nous limitons à deux dates, celle avant la participation et celle 6 mois après la fin de l'aide. Le raisonnement reste valable quelle que soit la date d'évaluation : 1 an, 2 ans, etc.

teur (d'emploi) présente une forte dépendance d'état (auto-corrélation d'ordre 1). Cette évaluation est enfin plus robuste que celle obtenue sur des indicateurs construits à partir de variables en niveau.

Sous l'hypothèse d'indépendance conditionnelle entre les variables latentes de résultat et celle d'affectation au traitement, les différents paramètres d'intérêt sont spécifiquement égaux. Il suffit de supposer en outre pour identifier l'ATT (effet du traitement sur les traités) que :

$$Y_0 \perp\!\!\!\perp T \mid P(X).^{130}$$

Or, la validité de cette dernière condition peut être légitimement remise en cause par la présence d'un éventuel effet fixe individuel *inobservable*. Une hypothèse plus vraisemblable pourrait être alors  $Y_0 \perp\!\!\!\perp T \mid P(X), u$  ; avec  $u$  : l'effet fixe individuel qui affecte à la fois les variables latentes de résultat et la variable d'accès au traitement. Autrement dit, cette nouvelle hypothèse stipule qu'une partie des variables nécessaires à la propriété d'indépendance conditionnelle est inobservée. Dès lors, il est possible d'éliminer l'information contenue dans cet élément inobservé en utilisant la méthode des doubles différences (DD) dont nous ci-dessous indiquons la procédure.

Tab. 6.13 : Procédure d'estimation en doubles différences

	Contrôle	Traités	Différence
$t = 0$	$y_{00}$	$y_{10}$	$y_{10} - y_{00}$
$t = 1$	$y_{01}$	$y_{11}$	$y_{11} - y_{01}$
<i>Changement</i>	$y_{01} - y_{00}$	$y_{11} - y_{10}$	$(y_{11} - y_{10}) - (y_{01} - y_{00})$

où  $y_{00}$  (resp.  $y_{01}$ ) est la situation de l'individu de contrôle ( $j$ ) à la date 0 (resp. date 1) et  $y_{10}$  (resp.  $y_{11}$ ) celle du traité ( $i$ ) à la date 0 (resp. 1). La dernière cellule à droite indique le résultat obtenu par l'estimateur des doubles différences.

En posons le modèle suivant :

$$Y_{it} = \alpha_i + \gamma \cdot T_{it} + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \quad \text{avec } i = 1, \dots, N \text{ et } T = 1, \dots, T$$

Où  $Y_{it}$  représente la variable de résultat du traitement pour l'individu  $i$  à la date  $t$ .

$T_{it}$  est l'indicatrice du passage par le traitement à la date  $t$  pour l'individu  $i$  qui vaut 1 s'il est traité, 0 sinon.  $\gamma$  est un paramètre à estimer qui représente l'impact (supposé constant).  $\alpha_i$  est un effet fixe individuel et  $\lambda_t$  est un effet temporel commun (à tous les individus). Les termes  $T_{it}$ ,  $\alpha_i$  et  $\lambda_t$  sont potentiellement corrélés, alors que  $\varepsilon_{i,t}$  est un aléa centré, homoscédastique et non corrélé à  $T_{it}$ ,  $\alpha_i$  et  $\lambda_t$ .

Nous supposons qu'à partir de la date  $t = t_0$ , les individus du groupe des traités (groupe  $T$ ) entrent en traitement. Ceci implique :

<sup>130</sup> (et  $P(T = 1/X) < 1$ ).

$$T_{it} = 1 \quad \text{pour } i \in T \text{ et } t \geq t_0$$

$$T_{it} = 0 \quad \text{pour } i \in C \text{ ou } t < t_0$$

$C$  est le groupe de contrôle. Le résultat selon la procédure d'estimation en doubles différences (Tab. 6.13) peut être facilement obtenu par une régression MCO. Nous devons introduire, pour cet effet, deux indicatrices supplémentaires dans le modèle : une première ( $I_{t \geq t_0}$ ) qui capte les effets de la conjoncture, et une deuxième ( $I_{i \in T}$ ) qui capte les différences systématiques entre les deux groupes de traités et de contrôle. Notre modèle se ré-écrit alors de la manière suivante :

$$Y_{it} = \alpha_i + \gamma \cdot I_{t \geq t_0} \cdot I_{i \in T} + \lambda_t \cdot I_{t \geq t_0} + \varepsilon_{it}$$

où  $\gamma$  est le paramètre d'intérêt.

Extension au cas des covariables : l'estimateur des DD peut être étendu au cas des covariables. Supposons en effet que nous possédons un vecteur  $X_{it}$  de covariables. Ce dernier modèle se réécrit :

$$Y_{it} = \alpha_i + \gamma \cdot T_{it} + X_{it} \delta + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}, \quad \text{avec } i = 1, \dots, N \text{ et } T = 1, \dots, T$$

L'estimateur des doubles différences est équivalent à l'estimateur *within* (économétrie des données de panel) projeté dans l'espace orthogonal aux effets fixes et temporels :

$$WY = WZ\beta + W\varepsilon$$

où  $Z_{it} = [T_{it}|X_{it}]$ ,  $\beta = (\gamma, \delta)'$ ,  $W = I_{NT} - G - B_N - B_T$ ,  $G = J_{NT}/NT$ ,  $J$  étant une matrice composée de 1,  $B_N = [(I_N \otimes J_T)/T] - G$  et  $B_T = [(J_N \otimes I_T)/N] - G$

Donc :

$$\hat{\beta}_{cov} = (Z'WX)^{-1} (Z'WY) \quad \text{et} \quad V(\hat{\beta}_{cov}) = \sigma^2 (Z'WZ)^{-1}$$

Combinaison avec la méthode d'appariement : les doubles différences par appariement ont pour but d'appliquer les doubles différences après appariement afin d'éliminer les effets des différences des variables non observables. La technique d'appariement fait appel à des indicateurs construits, par définition, à partir des variables de résultat en niveau. En utilisant les doubles différences par appariement, nous mobilisons des indicateurs construits à partir de variables en différences. Les résultats de cette dernière technique sont par conséquent plus robustes que ceux d'appariement. L'estimateur des doubles différences avec appariement (kernel matchnig) sur le score de propension généralisé par Heckman, Ichimura et Todd [1998], prend la forme suivante :

$$\widehat{\Delta^{TT}} = \frac{1}{N_1} \sum_{i \in I_1} \left\{ \Delta Y_i - \sum \frac{K[P(X_j) - P(X_i)/h]}{\sum K[P(X_j) - P(X_i)/h]} \Delta Y_j \right\}$$

Une des hypothèses nécessaires à la validité des résultats obtenus à partir des méthodes des DD est l'obligation d'avoir une grande proximité entre les individus des groupes de traitement et ceux de contrôle, c'est-à-dire : le bon choix de ces individus.  $H_1$  : les plus proches possibles et représentatifs (dans notre cas) des populations des demandeurs d'emploi sur le marché du travail.  $H_2$  : Les effets fixes temporels jouent de la même façon dans ces deux derniers groupes. Ainsi, nous supposons que s'il n'y avait pas eu de traitement, l'évolution de ceux-ci sur la période concernée aurait été la même (« *parallel trend assumption* ») ou encore l'hypothèse des effets temporels communs.  $H_3$  : il faut que la rupture de tendance soit clairement identifiée avec la mise en place du programme.  $H_4$  : aucun facteur non observable ne modifie la composition de ces groupes au même moment que la mise en place de la réforme <sup>131</sup>. L'hypothèse  $H_1$  n'est-elle pas violée dans notre cas ? Comment résoudre ce problème, en supposant que le cas soit avéré ?

*Discussion des résultats :*

---

Dans le Tab. 6.12, nous montrons que la proportion des non traités en emploi avant la participation est chaque fois plus élevée (2 à 4 fois) que celle des traités (quelle que soit la date d'entrée). Selon les DD, l'impact du traitement s'écrit :  $\hat{\beta}_{DD} = (\bar{y}_{1t_1} - \bar{y}_{1t_0}) - (\bar{y}_{0t_1} - \bar{y}_{0t_0})$  où  $\bar{y}_{1t_1}$ ,  $\bar{y}_{0t_1}$ ,  $\bar{y}_{1t_0}$  et  $\bar{y}_{0t_0}$  sont les taux d'emploi resp. des traités et des non traités en *post* et *pré*-traitement.  $\hat{\beta}_{DD}$  peut aussi s'écrire sous cette forme :  $(\bar{y}_{1t_1} - \bar{y}_{0t_1}) - \bar{y}_{1t_0} + \bar{y}_{0t_0}$ .  $\bar{y}_{0t_0}$  vient alors s'ajouter au calcul de l'effet du programme. Or,  $\bar{y}_{0t_0}$  est de l'ordre de 60%. Même, si  $(\bar{y}_{1t_1} - \bar{y}_{0t_1}) - \bar{y}_{1t_0}$  fournit un résultat assez faible ou encore négative, l'impact du traitement demeure élevé. L'effet du CIE (1997), par d'exemple, 6 mois après la fin de l'aide, est de 66 pts-%.

Face au problème de surreprésentation des non traités en emploi avant l'entrée comparativement aux traités, se concentrer sur la population des chômeurs paraît une solution simpliste. Réaliser un matching sur la dernière situation sur le marché du travail (en emploi/ chômage) constitue en revanche une 1<sup>ère</sup> démarche rigoureuse que nous élargissons aux trois dernières situations vécues. En nous basant sur la méthode d'appariement (score de propension uniquement), nous risquons en effet de matcher un participant en emploi avant l'entrée à un témoin au chômage. Dans le cas du kernel matching, ce dernier problème est réel. Nous prenons en compte la totalité des non traités, qu'ils soient au chômage ou en emploi selon un poids individuel qui varie selon la distance qui sépare le traité en question du non traité. Si à l'aide de la "solution simpliste", population au chômage avant la date d'entrée, l'entrée en CIE (1997) fournit un impact de pts-%, six mois après la sortie, en utilisant le matching exact sur la dernière situation (ensemble de la population), l'impact est en revanche de pts-% (Tab. 6.14). En appariant exactement sur les trois dernières situations vécues sur le marché du travail, l'effet obtenu est de pts-%. Nous montrons (

---

<sup>131</sup> Nous ne devons pas avoir d'auto-corrélation des erreurs et des covariables Nous sous-estimons sinon systématiquement l'écart-type de l'effet du traitement. Voir : Bertrand, Duflo et Mullainathan [2004].

Graph. 6.1) que nous obtenons des appariements de très bonnes qualités (évaluation sur les CES 1997). Nous examinons par ailleurs l'impact en s'appuyant sur la méthode de matching sur les covariables et celui à l'aide de la distance de Mahalanobis (resp. pts-%). L'algorithme que nous utilisons permet ici d'être sûr d'avoir un matching exact à 100% où ces deux dernières méthodes réalisent souvent des appariements sur le plus proche voisin faute de trouver un non traité identique (au sens des covariables). Ce dernier peut en effet, dans certains cas, correspondre à un appariement de mauvaise qualité<sup>132</sup>. Cet Algorithme nous permet en outre de répondre aux indécisions posées par les méthodes usuelles d'appariement. Celles-ci nécessitent de fixer des paramètres (nombre de matches, radius, caliper, fenêtre de lissage, etc.) alors qu'une règle optimale n'existe pas. Faut-il faire un appariement avec ou sans remise ? Faut-il imposer un radius ou un caliper ? Quel est le niveau de tolérance idéale ? Quel est le nombre optimal des non traités les plus proches (estimateur sur les plus proches voisins) ? Quelle est la largeur de la fenêtre de lissage optimale (estimateur à noyau) ? Quelle est, d'une façon générale, la méthode la plus adaptée (stratification, pondération, etc.). La mise en application peut à défaut se complexifier et devenir coûteuse.

L'algorithme CEM (Coarsened Exact Matching, Iacus, King et Porro [2008]), une nouvelle méthode d'estimation de l'effet causal, plus rapide et facile à employer, dont les hypothèses statistiques sont peu nombreuses, permet à la fois :

- d'établir la condition du support commun d'une façon exacte,
- de choisir les variables de pré-traitement qui permettent d'équilibrer la distribution des caractéristiques observables réduisant ainsi la dépendance à un choix modèle et d'une spécification
- d'être appliqué seul ou en combinaison avec les méthodes d'appariement usuelles.

L'idée consiste à transformer temporairement les covariables en '*coarsened data*', à réaliser un appariement exact en s'appuyant sur celles résultantes et à conduire enfin l'analyse causal sur les données initiales *uncoarsened*, toutefois matchées exactement. Selon ce principe, la condition du support commun empirique est engendrée automatiquement. De même pour celle l'équilibrage de la distribution des caractéristiques individuelles. Il s'agit de la méthode (*monotonic imbalance bounding*) qui permet de réduire le déséquilibre de la distribution des covariables dans le groupe de traitement et celui de contrôle notamment par le coarsening. Dans un premier temps, nous pouvons mesurer le déséquilibre des distributions des caractéristiques individuelles dans l'échantillon des traités et de contrôle (*overall imbalance*, statistique *L1*, Iacus, King et Porro [2008]). Ce *L1* peut être appréhendé

---

<sup>132</sup> Ce problème peut toucher la "*localisation géographique*" en appariant des traités à des non traités de régions différentes. Dans l'Algorithme que nous utilisons, nous incluons toutes les covariables notamment celle du "*département*" malgré le fait que les dispositifs étudiés soient antérieurs à la réforme de régionalisation que nous avons citée.



comme le  $R^2$  (coefficient de détermination) ; toutefois, il est basé sur un calcul complexe des différences entre les  $L1$  associés aux variables pré-traitements en termes d'histogrammes multidimensionnels.

Un  $L1$  nul est synonyme d'un parfait équilibrage des distributions des covariables dans l'échantillon des traités et celui de contrôle. A l'opposé, un  $L1=1$  indique une séparation complète.

$$L1(f, g) = \frac{1}{2} \sum_{l_1 \dots l_k} |f_{l_1 \dots l_k} - g_{l_1 \dots l_k}|$$

où :  $f_{l_1 \dots l_k}$  (resp.  $g_{l_1 \dots l_k}$ ) sont les fréquences relatives de dimension  $k$  dans l'échantillon des traités (resp. de contrôle) suite à un calcul de coarsening des covariables et de croisement ( $X_1 \times X_2 \times \dots \times X_k$ ) au sein de chaque groupe.

Nous pouvons, dans un second temps, mesurer cette même statistique après l'appariement. Un bon matching doit par conséquent produire une statistique qui doit être nettement inférieure à celle avant l'appariement.

Tab. 6.14 : Impacts sur le taux de retour à l'emploi général

Méthode utilisée :	CIE (1997)	CES (1998)	SIFE (1999)
Exact (au sens des covariables) <sup>133</sup>	16,2*** (2,2)	0,04 (3,6)	8,5** (3,4)
Plus proche voisin "NN" (mahalanobis)	15,8*** (2,2)	0,02 (3,1)	8,1** (3,2)
NN sur la population antérieurement au chômage	9,9*** (3,2)	20,5*** (4,7)	14,3** 7,9
NN sur le score de propension et Exact sur la dernière situation avant le traitement <sup>134</sup>	12,8*** (2,2)	-1,02 (3,1)	7,2** (2,9)
NN sur le score de propension et Exact sur les 3 dernières situations avant le traitement	10,7*** (2,2)	-2,7 (3,1)	6,1** (2,2)

Entre parenthèses : écarts-types.

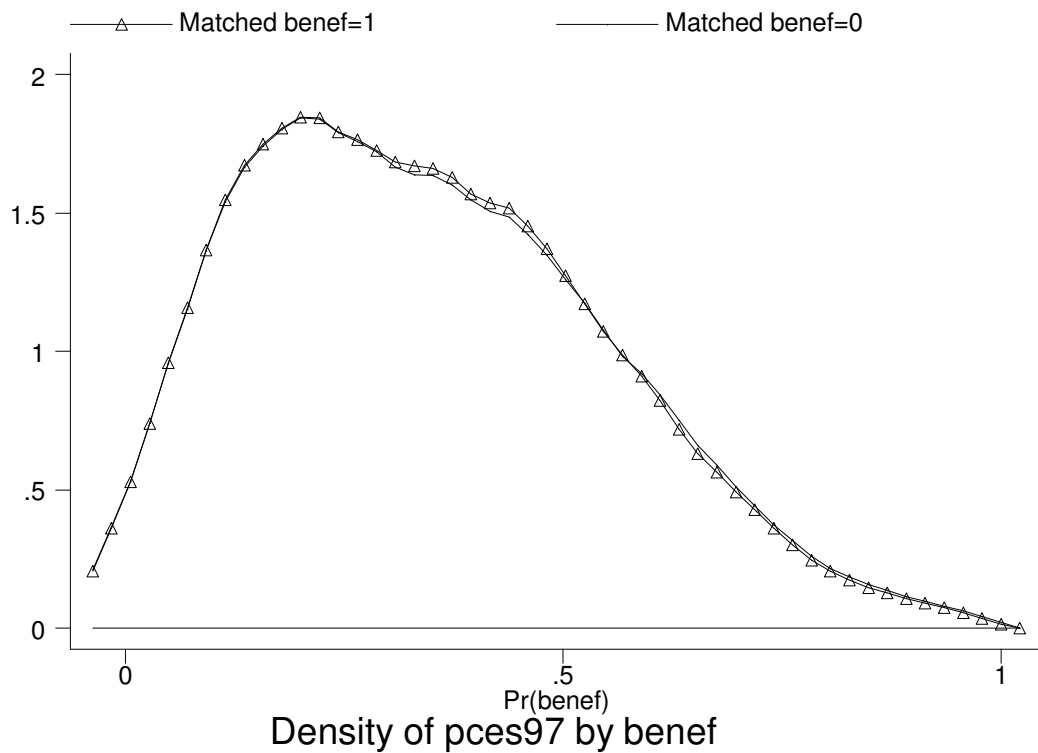
\*\*\* : significatif au seuil de 1%, \*\* : 5% et \* : 10%.

Source : panel des bénéficiaires - DARES.

<sup>133</sup> La commande *nmatch* (Abadie et al. [2004]) permet de réaliser ce type de mesure d'impact (matching sur les covariables (CVM) : exact, plus proche voisin,...) où *psmatch2* (Sianesi et Leuven [2003]) se limite à la distance de mahalanobis (outre le score de propension).

<sup>134</sup> Voir Sect. 5.4 pour les différentes variables des situations professionnelles.

Graph. 6.1 : Qualité de l'appariement



Estimation à l'aide de l'algorithme CEM<sup>135</sup>

```
. cem mprobitces97 mprobitcie97 mprobittem97, treatment(dispo)
(using the break method for imbalance)

Matching Summary:
-----
Number of strata: 185
Number of matched strata: 103

      All      1      2      4
Matched 490 1017 1852
Unmatched 94 213 172
```

<sup>135</sup> L'appariement se fait facilement à l'aide de la commande *cem* sous Stata avec diverses options inhérentes à celle-ci ou encore en le combinant aux méthodes d'appariement usuelles. Plus spécifiquement, l'appariement CEM est semblable à la méthode d'appariement par stratification. Les données coaserned ayant les mêmes valeurs sont partagées en *s* strates. Nous choisissons un coaserning manuel pour nos covariables.

#### 6.6.4 Performance des dispositifs et limites

Sur le court terme, l'efficacité des programmes est très forte, ce qui peut être expliqué par le fait que certains traités sont encore en dispositif de réf. six mois après la sortie : 12% CES, 10% SIFE et 5% CIE (Tab. 6.16). Les impacts des traitements dépassent en effet les 20 pts-% en moyenne et ce, quelle que soit la période d'entrée (1997, 1988 et 1999). Ce phénomène renvoie à la possibilité de renouveler les conventions. Il s'agit souvent des CES. Ces programmes présentent également la proportion la plus élevée dans la transition "*autres emplois aidés*" (17%) comparativement aux SIFE et CIE (resp. 9 et 0,9 %), deuxième raison explicative<sup>136</sup>. Ceci peut être expliqué par le type même de ce traitement. Le CES est un CDD qui peut être conclu pour une durée minimale de 3 mois et maximale d'une année. Sous certaines conditions, il peut se prolonger jusqu'à 24, voire 36 mois. Il ouvre droit au CEC (Contrat Emploi Consolidé) et au CIE. D'une part, parmi les éligibles à ce dernier programme, figurent les bénéficiaires d'un CES. D'autre part, le CEC constitue 'la solution' d'insertion durable pour les titulaires d'un ou de plusieurs CES sans emploi à la fin de ce dernier contrat aidé.

Le CEC peut être un CDI ou un CDD. Lorsqu'il est à DD, sa durée initiale est de 12 mois, renouvelable chaque année dans la limite de 5 ans. Trois ans après la sortie (long terme), la proportion des CES en "*autres contrats aidés*" s'élève à 15% alors qu'elle était de 12% 6 mois après. Certainement, parmi les transitions de nos bénéficiaires CES, figurent majoritairement des CEC. Dans le Tab. 6.18, nous spécifions les types précis des "*autres contrats aidés*" en nous penchant sur les caractéristiques du 1<sup>er</sup> emploi (après le traitement). Un an et deux ans après la sortie du CES, resp, 6,5% et 5,25% des traités y demeure encore<sup>137</sup>. Pour les CIE et les SIFE, les proportions sont négligeables : elles ne dépassent pas 0,8% à la date de la dernière vague d'enquêtes<sup>138</sup>.

La 3<sup>ème</sup> raison qui explique la performance des programmes est le phénomène de *maintien* des bénéficiaires dans les entreprises où ils se sont déroulés. Les deux premières, '*transition en traitement de réf.*' ou '*autres contrats aidés*', peuvent d'ailleurs avoir lieu dans ces mêmes entreprises ou chez un autre employeur. Il s'agit tout de même d'un comportement de maintien par l'employeur d'accueil malgré qu'il soit sous la forme du même traitement ou d'un autre programme d'aide. La situation de maintien la plus intéressante est celle qui correspond 'évidemment' à un emploi régulier. Le CIE est un contrat aidé efficace en termes de retour à l'emploi non aidé, que ce soit sur le court ou le long terme. Cette performance est liée en grande partie à la pratique de maintien. Néanmoins, elle doit être relativisée parce que 66% des contrats à l'embauche, dans ce programme, sont des CDI.

---

<sup>136</sup> 6 mois après la sortie.

<sup>137</sup> C'est-à-dire en considérant la durée maximale d'un CES pour les individus entrés en 1999.

<sup>138</sup> Selon la DARES (2003) : des entrées en baisse : 285 000 sont de nouvelles embauches et 159 000 sont des reconductions de contrats précédemment conclus''.

Dans le Tab. 6.17, nous présentons les types de démarches ayant permis aux traités/non traités d'occuper leur 1<sup>er</sup> emploi (en fonction des dispositifs). Comment y sont-ils parvenus ? Le traitement joue-t-il un rôle ? Quel programme a été le plus efficace ? Plus spécifiquement, est-ce l'expérience professionnelle acquise pendant le passage, la formation ou les personnes rencontrées, entre autres ? Nous nous intéressons aux caractéristiques du 1<sup>er</sup> poste : est-il à temps partiel ? A-t-il profité d'une aide de l'Etat ? Les effets élevés des traitements sur le court terme sont-ils dus particulièrement à une plus grande acceptation, pour les traités, du travail à temps partiel plutôt qu'à temps complet ? En effet, les caractéristiques des postes occupés constituent en soi des variables de contrôle sur lesquelles les demandeurs d'emploi construisent leur choix de prospection. Cette diversité nécessite la prise en compte de critères d'efficacité multiples afin d'obtenir des évaluations plus fines de la politique active de l'emploi, ainsi qu'une description plus réaliste des phénomènes de sélectivité sous-jacents.

Selon les données du panel (Tab. 6.17), tous les traitements avaient un rôle 'dynamisant' sur les traités. Il s'agit d'un des objectifs primordiaux de la politique active de l'emploi. Pour Martin [2000], réduire l'éloignement du marché du travail constitue une première étape importante pour ramener les chômeurs les plus en difficulté vers l'emploi. Les bénéficiaires ont multiplié les démarches de recherche d'emploi, dont au moins 60% d'entre eux déclarent que le fait "qu'ils ne sont plus considérés comme chômeurs ou inactifs sur le marché du travail" a été le point positif de leur programme suivi.

Néanmoins, il apparaît que les démarches les plus fructueuses sont : "relations" et "candidature directe auprès des employeurs" avec resp. 39% et 34%, à titre d'exemple, pour le CIE. Ce constat concernant "les relations" est confirmé par le rôle du traitement dans le fait de trouver un emploi après la sortie. "Les personnes rencontrées pendant le passage" a joué un rôle important avec 58% pour ce dernier programme. Plus particulièrement, les CIE sont parvenus à avoir leur 1<sup>er</sup> emploi grâce à leur capital social en premier lieu, et en postulant directement aux entreprises, en second lieu (confiance en soi). Contrairement aux CES et aux SIFE, ils sont moins passés par le Service Public de l'Emploi, ce qui est en adéquation avec leur profil *pré-traitement* (en termes de types d'activité de prospection). A l'opposé, les CES sont les demandeurs d'emploi qui sollicitent le plus *Pôle Emploi*, comme en période avant le passage (Section 5.4). Le rôle de la formation dans le programme SIFE s'avère conséquent (51%). Or, nous devons comparer ce qui est comparable. Les traités des autres dispositifs ne sont pas tous concernés par un volet de formation. 64% des CES ne sont pas passés par une formation (resp. 84% CIE). SIFE constitue enfin un traitement particulier où nous constatons un recours élevé après la sortie de ses traités aux agences d'intérim afin de retrouver un emploi, comparativement aux autres dispositifs.

Concernant les non traités, ils indiquent des proportions qui ne s'éloignent pas de ceux des CIE (dispositif le plus performant). Ils ont obtenu leur 1<sup>er</sup> emploi grâce au capital social (31%) et en envoyant des candidatures directes aux employeurs (28%). Même en ne participant pas à un programme d'aide à l'emploi, le capital social s'avère un atout sur le marché du travail. Les témoins ont enfin la particularité de plus s'orienter que les traités dans la création de leur propre entreprise comme démarche 'pérenne' pour sortir du chômage.

Après avoir apprécié *i*) les démarches de recherche d'emploi des traités et des non traités après la sortie et *ii*) le rôle des traitements dans le fait d'avoir retrouvé le 1<sup>er</sup> emploi (toutes choses égales par ailleurs), nous nous concentrons sur les caractéristiques de cet emploi, 1<sup>er</sup> poste après le traitement qui correspond au 6<sup>ème</sup> mois (Tab. 6.18). *(i)* reflète en effet le sérieux des demandeurs d'emploi où nous comparons l'ampleur de cette caractéristique inobservable, non seulement entre les groupes de bénéficiaires et les témoins mais également entre les participants. *(ii)* indique l'élément 'décisif' (dans le traitement) ayant aidé à sortir du chômage<sup>139</sup>. Tout cela reste néanmoins incomplet, à savoir si nous ne tenons pas compte de la *iii*) diversité des stratégies individuelles de recherche d'emploi. La stratégie de recourir notamment à un temps partiel est courante chez plusieurs demandeurs d'emploi (au-delà du fait que ce temps partiel soit volontaire ou imposé). Elle vient relativiser l'efficacité des dispositifs. Ainsi, un taux de retour à l'emploi accru, suite au passage par un traitement, peut s'expliquer par davantage d'emplois à temps réduit et non par une efficacité quelconque de celui-ci. C'est le cas des CES où 61% des postes sont à temps partiel. Au second rang, nous trouvons les SIFE avec à peu près de la moitié des emplois occupés sont à temps réduit. Les impacts de ces deux programmes sur le taux de retour à l'emploi général sont resp. 30 et 31 pts-%. En s'appuyant sur l'indicateur du temps complet, nous obtenons un effet négatif pour le premier dispositif (-14 pts-%) et négligeable pour le second (1 pts-%). L'efficacité de ces deux traitements est donc à diminuer. Chez les CIE, nous obtenons un impact de 6 pts-%. Les proportions des traités et des éligibles non entrés à ce traitement qui travaillent à temps complet, après la sortie, sont homogènes (72 et 60%). Une question qui mérite en revanche d'être développée est celle de savoir comment résoudre la situation où l'efficacité du traitement est due à une dissymétrie totale entre les proportions. Nous nous trouvons avec des non traités occupant des emplois qui sont quasiment tous à temps partiel alors que ceux des traités sont légèrement en dessus en moyenne mais n'indique pas au total une bonne proportion.

#### Limites des différents indicateurs mobilisés

Supposons que le traité soit au chômage suite à un dernier emploi qui a pris fin juste avant la date d'évaluation convenue. La mesure d'impact conduite ne prend pas alors en compte ce dernier événement. Les indicateurs sur lesquels portent les limites sont ceux du taux de retour à l'emploi : régulier, aidé, général, mais aussi ceux des caractéristiques des emplois (CDI, CDD, programme d'aide, temps complet, etc.). Par construction, ceux-ci indiquent '1' si l'individu est en emploi (CDD, CDI, programme d'aide etc.), 0 sinon aux dates de mesure des effets. Ces variables de résultat ne sont pas en conséquence adaptées pour rendre compte du dernier exemple que nous fournissons. Nous distinguons deux optiques d'évaluation : court et long terme. Nous considérons que cette première correspond à une période de 6 mois au maximum après la sortie des traitements. Selon la définition de l'INSEE, le taux de retour durable à l'emploi est « le nombre trimestriel moyen de demandeurs d'emploi sortis

---

<sup>139</sup> Selon les réponses de ces derniers.

durablement (au moins 6 mois) des listes Pôle emploi pour un motif de reprise d'emploi rapporté au nombre moyen de demandeurs d'emploi en fin de trimestre » que nous pouvons adapté au cadre de notre évaluation et combler par conséquent la limite des indicateurs usuels sur le court terme. Sur le long terme, ce dernier taux de retour durable à l'emploi est, à notre avis, inadéquat pour les raisons suivantes : i) la durée de 6 mois devient insignifiante lorsque nous envisageons une mesure des effets à partir de 15 mois et plus. ii) nous nous limitons aux seules reprises durables d'emploi car, même en définissant une durée de reprise plus conséquente (supérieure à 6 mois), nous risquons d'ignorer des réalisations de certains traités qui peuvent être relativement courtes mais au total bénéfique.

Les traités n'ayant pas trouvé d'emploi ?

Lorsque le traité/contrôle a été continuellement au chômage, son épisode initial d'entrée en traitement est censuré à droite. Tout ce qu'on peut savoir à son sujet est que sa période de chômage est au moins égale à celle de l'enquête : il n'y a pas eu réalisation d'événement emploi. Ces demandeurs d'emploi ne doivent pas être écartés de l'évaluation. Ils font partis intégrante des populations d'intérêt. Nous nous intéressons aux raisons pour lesquelles ces derniers n'ont pas trouvé d'emploi, après la sortie, malgré qu'une proposition leur été adressée..

**Tab. 6.15 : Traités ayant été toujours au chômage**  
(en % par type de dispositif effectué)

	CIE	CES	SIFE
Raisons pour lesquelles les propositions n'ont pas abouti			
Salaires (indemnité) et/ou les avantages sociaux étaient trop faibles	13,69	11,39	19,69
Horaires de travail et/ou les conditions de travail ne vous satisfaisaient pas	17,39	9,26	7,94
Lieu de travail était éloigné ou peu facile d'accès	13,04	7,41	6,35
Durée du contrat était trop courte	21,74	9,26	9,52
Manque d'intérêt professionnel	4,35	0	3,17
l'embauche a été annulée ou reportée	0	14,81	15,87
Autres raisons	13,04	22,22	14,29

Tab. 6.16 : Transitions observées (en % par type par dispositif)

	CIE					CES					SIFE				
	6 mois après	1 an	1,5 ans	2 ans	3 ans	6 mois après	1 an	1,5 ans	2 ans	3 ans	6 mois après	1 an	1,5 ans	2 ans	3 ans
Emploi régulier	72	74	74	72	72	24	29	32	34	35	37	44	47	45	47
Traitement de réf.	5,9	2,9	1,7	0,3	0,6	12,7	6,4	6,5	5,25	4,3	10,7	3,5	2,2	0,7	0,2
Autres emplois aidés	0,9	1,1	1,2	1,3	1,4	17,4	18,9	19,5	19,2	15,8	9,2	10,8	9,8	9	8,6
Formation	0,7	0,4	0,9	0,8	0,6	2,6	2,8	1,7	1,7	1,2	3,5	4,3	2,7	3,5	2,2
Chômage	15	16	15	17	16	38	37	32	30	31	34	31	30	31	33
Etudes	0,07	0				0,1	0,3	0,3	0,5	0,3	0,2	0,4	0,2	0,07	0
Inactivité	5,2	5,9	6,6	8,2	9,1	5,2	6,3	7,2	9,2	12,1	4,8	5,8	7,2	10,1	8,8

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne fait 100%.

 Tab. 6.17 : Démarches ayant permis de trouver le 1<sup>er</sup> emploi (en % par type par dispositif)

	CIE	CES	SIFE	TEM
Démarche directe auprès de l'entreprise	34,2	21,8	25,1	28,2
Service public de l'emploi	15,1	39,1	35,9	21,5
Agence d'intérim	9,7	7,8	15,01	13,3
Relations	39,1	23,8	19,1	31,1
Concours administratif ou examen professionnel	0,24	6,4	3,2	1,1
Vous avez créé votre entreprise	1,7	1,2	1,7	4,8
<b>Rôle des traitements</b>				
	CIE	CES	SIFE	
Les personnes rencontrées pendant le traitement	58,0	33,3	37,9	
L'expérience professionnelle acquise	53,1	48,6	49,5	
Les formations que vous avez suivies (s'il y en a lieu) pendant le traitement	23,9	26,3	51,3	
Le fait de ne plus être considéré comme chômeur ou inactif	67,2	69,3	61,8	
Non : c'était plutôt mes qualifications initiales/expérience professionnelle en dehors du traitement	13,3	20,2	25,6	

Tab. 6.18 : Caractéristiques du 1<sup>er</sup> emploi après le traitement  
(en % par type par dispositif)

	CIE	CES	SIFE	TEM	
CDI	53,15	19,80	21,98	29,84	
CDD	28,99	31,47	31,76	32,09	
Missions d'intérim / des vacances	11,13	12,09	16,72	14,02	
Emplois aidés	CEC	8,33	28,57	4,48	4,51
	EJ	16,67	2,63	1,35	8,35
	CES	33,33	51,63	67,26	66,59
	CIE	16,67	3,26	2,24	5,64
	CQ	-	1,5	1,35	2,93
	CO	-	0,38	-	0,45
	CA	-	-	0,45	0,45
	SIFE		-	2,69	-
	APPRT	-	-	0,45	0,9
	autre	16,67	7,54	6,73	8,35
Temps partiel	26,51	61,65	46,97	39,14	
Temps complet	72,49	38,35	53,03	60,86	

Remarque : pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne des modalités : "CDD", "CDI", "Emplois aidés" fait 100%. Celle des sous modalités "Emplois aidés" fait aussi 100%.  
Celle enfin des modalités "temps complet" et "temps partiel" fait 100%.

Source : Panel des bénéficiaires – DARES



## 6.7 Comment les entreprises utilisent-elles les contrats aidés ?

### 6.7.1 Construction des critères d'efficacité

Nous construisons le critère "travaille auprès de son employeur d'origine" qui vaut 1 si cette condition précitée est satisfaite, 0 sinon. Nous distinguons pour cet effet quatre situations selon que le traité est en :

*Situation M : travaille toujours auprès de son employeur d'origine depuis la date de fin de l'aide.*

*Situation M' : a été salarié chez ce dernier pendant une certaine période mais il ne l'est plus.*

*Situation S : il n'est plus chez l'employeur d'origine à l'issue de la date de fin du programme.*

*Situation D : le traité a quitté l'entreprise (organisme) où s'est déroulé le traitement avant sa date de fin.*

Cette différenciation nous montre une 'vraie' situation de maintien à la date de fin de l'aide que nous apprécions jusqu'à 4 ans après (Tab. 6.19) :

**Tab. 6.19** : Evolution de l'état de maintien  
(en % par type de dispositif effectué et par vagues d'enquêtes)

	CIE		CES		SIFE	
	1 <sup>e</sup> vague	2 <sup>e</sup> vague	1 <sup>e</sup> vague	2 <sup>e</sup> vague	1 <sup>e</sup> vague	2 <sup>e</sup> vague
M (toujours salarié)	39,6	28,4	26,8	15,6	11,5	6,4
M' (resté partiellement)	77,9	28,6	33,8	16,9	22,4	6,6
S (parti à l'issue)	16,6		59,6		70,7	
D (abandon)	5,4		6,5		6,9	

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne ne fait pas 100%.

La lecture de ce tableau est la suivante :

- la situation M' (1<sup>ère</sup> vague) indique la proportion des traités maintenus à la date de fin de l'aide<sup>140</sup>.
- M (1<sup>ère</sup> vague d'enquêtes) fournit ceux qui sont toujours salariés dans les entreprises d'accueil : évolution de l'état M' à la date de la 1<sup>ère</sup> vague d'enquêtes.
- M' (2<sup>ème</sup> vague) indique la proportion des traités qui sont toujours maintenus après cette date de la 1<sup>ère</sup> vague (progression de M1) mais pas à celle de la 2<sup>ème</sup> vague.
- M (2<sup>ème</sup> vague) indique la proportion finale des traités maintenus à la date de la 2<sup>ème</sup> vague.

<sup>140</sup> *Conséquences* : nous déterminons les "dates de sortie" des traités qui n'ont pas été renseignés. Il en va de même, pour la situation "partis à l'issue" et "abandon" (voir Section 4.7 de construction des variables de traitement).

La situation 'S' est identifiée lorsque la date de sortie 'prévue' du traitement est identique à la date effective. La situation D est déterminée en comparant ces deux dernières dates - nous confirmons ces deux dernières situations à l'aide des réponses disponibles fournies par les traités. Nous vérifions d'une façon générale les incohérences entre ces différentes situations (M, M', S, D) : *i*) si des traités sont maintenus alors que nous trouvons qu'ils ont quitté l'entreprise (dates de départ *et/ou* une (plusieurs) raison(s) de départ sont indiquées). *ii*) le traité n'est plus chez l'employeur d'accueil alors que nous le trouvons renseigné dans une autre entreprise (et inversement).

Nous construisons l'indicateur "niv\_resp" (= 1 si le traité occupe le même poste avec plus de responsabilité, 0 sinon). Dans le Tab. 6.20, nous réalisons un comparatif entre les nouveaux emplois occupés chez l'employeur d'accueil et ceux pendant le passage par le programme en termes de niveau de responsabilité (même poste, avec plus de responsabilité ou encore un autre poste). Cette information porte évidemment sur les participants maintenus, c'est-à-dire nous ne l'observons pas pour les autres traités. Nous nous intéressons à la "durée du travail" selon cette même optique. Dans le panel, deux types d'information sont disponibles : *i*) "le contrat est-il à temps complet/partiel?" qui renvoie à la date d'embauche dans les traitements (information disponible uniquement pour le CIE) et *ii*) "nombre d'heures/semaine" dans les emplois occupés aux dates des 1<sup>ère</sup> et 2<sup>ème</sup> vagues d'enquêtes. Nous nous basons sur *ii*) et construisons l'indicateur "temps complet" (= 1 si la durée hebdomadaire du travail est supérieure ou égale à 35h, 0 sinon). Dans certains secteurs (santé, médico-social, etc.) s'applique par ailleurs une durée dite d'équivalence. Nous nous fixons sur notre durée de référence de 35 heures. Une durée de travail supérieure (par exemple : 38 heures) est en effet considérée comme équivalente à la durée légale (35 heures).

Tab. 6.20 : Durée de travail

	Lors du traitement			Après le traitement		
	CIE	CES	SIFE	CIE	CES	SIFE
Temps partiel	34%	100%	100%	26%	66%	40%
Temps complet	66%	-	-	74%	34%	60%

Niveau de responsabilité dans le nouveau poste  
(comparativement à celui lors du passage par le traitement)

	Exactement le même poste	Le même poste avec plus de responsabilité	Autre poste
CES	49,0	33,3	17,8
CIE	57,2	32,3	10,4
SIFE	50,7	25,1	24,2

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Nous cherchons à mesurer ce que gagnent les traités par leur passage dans les traitements en termes *i*) de retour à l'emploi tout en étant maintenu dans l'entreprise où s'est déroulé le traitement, *ii*) de transformation du contrat aidé par celle-ci en CDI, *iii*) d'être employé à temps complet et *iv*) d'avoir un poste avec plus de responsabilités par rapport à celui pendant le programme. Nous estimons ces impacts à la date de fin de l'aide et nous les apprécions dans la durée : 24 et 36 mois après. En effet, si dans la Section 6.6, à cette première date, nous ne pouvons pas calculer les effets sur les caractéristiques des nouveaux contrats occupés, dans celle-ci, cela est possible<sup>141</sup>. Le maintien dans l'entreprise coïncide, par définition, avec la date de fin de l'aide/de sortie du traitement. Néanmoins, le problème qui se pose est que nous ne pouvons pas parler de situation de maintien chez les non traités, ces derniers ayant été en recherche d'emploi. Quelle est la stratégie d'évaluation adéquate ? Dans la section 6.1, lors de la généralisation du modèle de Rubin [1974] au cadre de plusieurs traitements, nous avons indiqué que celui-ci avait longtemps servi à évaluer un traitement « 1 » par rapport à un traitement « 0 », où ce dernier n'est pas obligatoirement le non-traitement. Il peut s'agir en effet d'un programme "actif" autre que la non participation : un traitement «  $\tilde{1}$  ». Par ailleurs, de nos jours, la plupart des évaluations médicoéconomiques s'intéressent de plus en plus à l'effet d'une molécule « A » par rapport à une autre «  $\tilde{A}$  » (de la même famille et non plus en la comparant à un placebo). En s'appuyant sur un placebo, les impacts des deux molécules actives, mesurés distinctement, sont en effet souvent positifs. Toutefois, en comparant celles-ci (l'une contre l'autre), nous mesurons mieux l'effet du médicament « A » et inversement : recommandation de l'ANSM<sup>142</sup>.

Si avec le programme « 0 » (la non participation), nous évaluons le programme « 1 » (contrat aidé) en comparant le devenir des bénéficiaires à celui d'éligibles non entrés, donc à un même état de référence (la non participation), avec le programme «  $\tilde{1}$  » nous pouvons mesurer, par exemple, ce qu'auraient gagné les participants à celui-ci s'ils avaient accédé au traitement « 1 » (et inversement). Il s'agit de mesurer l'efficacité relative d'un traitement. Concernant les programmes de la politique active de l'emploi, une application intéressante serait alors de s'investir dans l'efficacité relative de ceux-ci. Une éventuelle justification économique à cette application est la conduite même des enquêtes de la DARES sur un grand nombre de dispositifs. Le panel a pour objectif explicite de s'investir dans une approche comparative, globale et cohérente entre les différents programmes étudiés. Nous mesurons, par exemple, ce qu'auraient gagné les bénéficiaires du CES s'ils avaient participé au CIE. Cela signifie que nous estimons, d'une façon générale, l'efficacité relative des différents types d'emploi aidé (secteur non marchand/marchand). Dans le Tab. C-I, nous fournissons les estimations des probit d'entrée au CIE par rapport au CES (1997/1998) et au CES par rapport au SIFE (1999). Nous construisons les supports communs respectifs selon un trimming de 10% (Graph. 6.4).

---

<sup>141</sup> L'indicateur du taux de retour à l'emploi (Section 6.6), comme nous l'avons indiqué, fait exception. Nous pouvons estimer les impacts à la date de fin de l'aide (grâce au calendrier rétrospectif).

<sup>142</sup> Agence Nationale de Sécurité du Médicament et des produits de santé.

## 6.7.2 Discussion des résultats

La motivation des entreprises à recourir aux contrats aidés constitue une inconnue qui échappe à l'évaluateur. Dans la Sect. 2.6, nous avons expliqué les stratégies empruntées par certains employeurs afin de ne profiter que de leur avantage. Des externalités négatives ou encore des risques économiques sont en effet induits, suite leur à mise en place : effet d'aubaine, d'éviction, de substitution et perte sèche pour l'Etat. Celles-ci viennent diminuer l'efficacité jugée parfois avérée de certains programmes. Nous nous sommes appuyés sur des statistiques récentes, sur la réalité de ces risques, ainsi que sur les motivations des employeurs dans le cas où elles existent. Deux types d'hypothèses sont à formuler théoriquement : *i*) s'agit-il d'une optique d'emploi temporaire et à moindre coût, chaque fois, des participants par les entreprises ? C'est-à-dire, des CDD, remplacés par des contrats aidés non transformés en CDI (voire très rarement). *ii*) Est-il question d'un objectif de réduction de coûts de formation et de sélection de ces demandeurs d'emploi lors de leur passage chez l'employeur, avant qu'il décide de les garder ou non. C'est-à-dire, une transformation en CDI dans les cas les plus favorables. *iii*) Nous pensons enfin que ces deux hypothèses peuvent coexister chez un même employeur.

Le critère de maintien du participant par l'employeur constitue un indicateur important, étant souvent non pris en compte dans les évaluations précédentes, à défaut de données disponibles. La comparaison entre "le nouveau poste" occupé par le traité et celui pendant le traitement permet de plus de mieux comprendre le comportement des employeurs en termes de maintien : s'agit-t-il d'un simple renouvellement de la convention (afin de prolonger les aides perçues), d'un CDD, d'un CDI ou encore d'autre emploi aidé ? Est-il à temps partiel ou complet ? Quel est le niveau de rémunération reçue ? Nous nous intéressons simultanément à l'ensemble de ces indicateurs afin d'affiner le critère de maintien, étant inédit dans notre évaluation. Dans les mesures des impacts que nous conduisons, la dimension temporelle est capitale. Nous apprécions les comportements des employeurs dès la fin de l'aide, aux dates de la 1<sup>ère</sup> et 2<sup>ème</sup> vague d'enquêtes.

Dans le Tab. 6.21, nous nous concentrons sur l'indicateur de maintien. Le critère de taux de retour à l'emploi (Section 6.6) peut d'ailleurs être enrichi en distinguant l'état de maintien dans l'entreprise d'origine (formatrice, organisme d'accueil,...). Cet indicateur (de maintien) désigne en effet un état de retour à l'emploi (tout en étant maintenu chez l'employeur du traitement). Nous prenons en compte, à titre préliminaire, l'ensemble des traités : CIE, CES et SIFE. Nous évaluons les CES comparativement aux CIE (resp. 1997 et 1998) et les SIFE comparativement aux CES (1999). A la date de fin de l'aide, pour les personnes entrées en CIE (1997), le taux de maintien est supérieur à celui des CES de 38 pts-% en moyenne (estimateur à noyau), ce que signifie que si les participants à ce dernier programme avaient choisi des CIE, ils auraient gagné en moyenne 38 points de plus dans les chances d'être gardés par les entreprises. Ou tout simplement, la participation à ce dernier dispositif accroît le taux de maintien de 38 pts de % (relativement à la participation au CES) : efficacité relative. Ce résultat est significatif à 1%.

Sur le long terme, toujours chez les CES (1997), l'impact relativement plus élevé, 36 mois après, (15 pts-%) par rapport à l'impact 24 mois après (6 pts-%), s'explique par le fait que nous avons plus de traités CIE maintenus que ceux de CES sur la totalité de la période d'observation (voir Tab. 6.19 : évolution de l'état de maintien<sup>143</sup>). Cela signifie que les chances d'être toujours salarié chez l'employeur CIE sont plus élevées que celles chez l'employeur CES, après avoir passé 2 ans d'exercice. Le CIE est, selon ces 1<sup>ers</sup> résultats, un contrat aidé plus efficace que le CES pour s'insérer durablement sur le marché du travail, tout en étant maintenu chez l'employeur d'accueil. Concernant les stages SIFE, le passage dans ce dernier dispositif accroît sensiblement le taux de maintien de 7 pts-% en moyenne par rapport à celui dans le CES à la date de la fin de l'aide (entrés 1999). Cet impact est significatif non nul à 5%. Il est constant sur la totalité de la période (entre 7 et 8 pts-% en moyenne), significatif à 1% à la date de la 1<sup>ère</sup> vague et non significatif à la deuxième. Nous pouvons donc considérer valable le dernier résultat d'une meilleure efficacité du CIE par rapport au CES pour le programme SIFE mais uniquement 24 mois.

Ces derniers impacts sont à relativiser. Le CIE (1997) est de deux types : CDD et CDI. Or, lorsque le contrat aidé à l'embauche est un CDI, le statut "*toujours salarié chez l'employeur d'accueil*" constitue la continuité logique de ce type de contrat aidé. Les traités offrant alors une situation de maintien plus intéressante sont ceux toujours présents dans l'établissement après la fin de l'aide (CIE type CDD). Du côté des stages SIFE, les bénéficiaires peuvent être limités à des passages en organismes de formation (uniquement). Les périodes pratiques en entreprise ne constituent pas la "*règle*" dans ce dernier programme, malgré qu'elles soient vivement recommandées<sup>144</sup>. L'impact du SIFE porte en conséquence sur la population des participants ayant suivi une période pratique (70% de la population totale). En s'intéressant au critère de *maintien*, le passage du traité dans l'établissement où s'est déroulé le traitement est en effet nécessaire. Dans le Tab. 6.21, nous ré-évaluons le CES en nous concentrant sur le CIE/CDD où l'impact mesuré ne dépasse pas, à présent, les 10 pts-% (alors qu'il est de 38 pts-% si l'on considère l'ensemble des traités CIE) à la date de fin de l'aide. Ce résultat est significatif à 5% (alors qu'il était 1%).

Nous comparons deux programmes d'aide dont les types de contrats à l'embauche sont identiques (CDD). 24 mois après la date de maintien, ce dernier impact diminue vers les 3 pts-% (alors qu'il est 6 pts-%) et atteint les 14 pts-% après 36 mois (alors qu'il est 15 pts-%). Autrement dit, nous observons la même évolution (décroissante et croissante) que celle de la première mesure d'effet. A ces deux der-

---

<sup>143</sup> Les statistiques descriptives (Tab. 6.19) permettent une 1<sup>ère</sup> évaluation puisque les échantillons sont représentatifs. Autrement dit, sans faire appel à des non traités, nous avons une mesure de la performance des traitements. En outre, les emplois en CIE sont des emplois qui ont les caractéristiques moyennes des emplois disponibles sur le marché du travail pour les individus ayant les caractéristiques des bénéficiaires (Picart [1999]).

<sup>144</sup> Les bénéficiaires doivent souvent trouver des employeurs potentiels pour leur stage par leurs propres moyens, activité de prospection qui ne s'avère pas toujours fructueuse. Selon les données du panel, 30% des stages se déroulent en organismes de formation et 85% des traités, parmi ceux qui profitent d'une période pratique en entreprise trouvent eux-mêmes, celle-ci.

nières dates, les effets sont non significatifs. Les types de contrats à l'embauche sont en conséquence une source importante d'hétérogénéité dans l'évaluation des programmes d'aide qui peut donner, à défaut d'une prise en compte adaptée, des impacts erronés ou encore trop partiels.

S'il est pertinent de se limiter aux contrats CDD, il est encore plus rigoureux de les distinguer selon la durée. Le CIE (1997) est un CDD long alors que celui de 1998 est un CDD court. A la date de fin de l'aide, l'entrée dans ce dernier programme accroît sensiblement le taux de maintien de 6 pts-% par rapport à celle en CES (1998). Plus particulièrement, les participants à ces deux derniers dispositifs sont tous sortis à cette même date (également pour les CIE/CES (1997)). Nous évaluons en effet des contrats aidés (certes de nature différente) mais de durée chaque fois identique. Après 24 mois, l'impact obtenu est de -0,4 pts-% (0,8 pts-% 36 mois après). L'ensemble des effets à ces trois dates sont en revanche non significatifs. Il apparaît donc que les bénéficiaires du CES ne sont pas moins favorisés que ceux du CIE en souhaitant être maintenus chez l'employeur d'accueil à travers la participation à ce premier programme. Ce qu'ils auraient gagné en choisissant le deuxième dispositif est très faible et statistiquement non significatifs. Lorsque la durée du passage est plus longue, celle-ci jouent en revanche un rôle positif et significatif dans le maintien en faveur des CIE (10 pts-% : entrée 1997). Cet écart de résultat entre les programmes longs et les programmes courts reflète en conséquence un effet de la durée du programme lui-même, celle-ci tend à réduire l'instabilité de retour à l'emploi (Berger [2003]). Cette conclusion se confirme d'une autre manière. Sur le long terme, l'impact sur le taux de maintien est de 14 pts-% (CIE/CES 1997, 36 mois après). A cette date, les possibilités de renouveler ces deux dispositifs sont épuisées pour les employeurs. Certains des traités toujours présents chez ces derniers en programme de référence ont donc vu une transformation de leur contrat aidé soit en CDD soit en CDI. Ils appartiennent, dès lors, à la population des maintenus (en emploi régulier). Plusieurs travaux ont ainsi mis en évidence que l'ancienneté dans l'emploi tend à améliorer l'insertion professionnelle (Behagel [2003]). Celle-ci est, dans notre cas d'étude, plus favorable pour les emplois du secteur marchand. En considérant que "l'ancienneté" constitue un traitement à évaluer, et en comparant deux types d'emploi (marchand/non marchand) dont les durées sont égales, l'impact est en effet de 10 points à la date de fin de l'aide, (0 mois d'ancienneté) et atteint 14 points (36 mois après) en termes d'efficacité relative.

**Tab. 6.21: Résultats selon l'indicateur de maintien**

	CES/CIE(1997)		CES/CIE (1998)		SIFE/CES (1999)	
	Naïf	à noyau	naïf	à noyau	naïf	à noyau
A la fin de l'aide	39,9*** (19,3) [2,3]	38.8*** (11,4) [3,4]	10,9** (16,6) [4,3]	6,0 (1,2) (5,5)	8,9*** (4,02) [2,2]	7,2** (2,4) [2,9]
24 mois après	10,6*** (14,3) [2,5]	6.9** (2,07) [3,3]	4,6 (1,15) (4,0)	-0,4 (0,11) (4,5)	12,1*** (6,69) [1,8]	8,9*** (3,64) [2,5]
36 mois après	16,1*** (33,5) [2,8]	15,5* (2,5) [6,2]	3,4 (0,6) [5,2]	0,8 (0,05) [5,7]	13,5** (2,43) [5,5]	7,7 (1,09) [7,1]

<b>maintien : CES / CIE (CDD) 1997</b>			
	A la fin de l'aide	24 mois après	36 mois après
Naïf	10,7*** (17,6) [3,3]	6,3** (14,3) [3,2]	16,4*** (33,5) [4,2]
KM	10,0** (11,4) [4,1]	3,7 (0,95) [3,9]	14,1** (2,5) [6,5]

Entre parenthèses : Statistiques T-Student.

Entre crochets : écarts-types

\*\*\* : significatif au seuil de 1%, \*\* : 5% et \* : 10%.

Nous nous intéressons aux caractéristiques des postes occupés par les traités dans les entreprises où se sont déroulés les traitements. Pour ces participants, le nouveau contrat peut être de type CDI, CDD ou emploi aidé (y compris le programme de référence). Nous nous concentrons sur l'indicateur "en CDI" (=1, 0 sinon). Il s'agit d'une indicatrice du nouveau type de contrat obtenu après croisement avec celle du maintien. Ce critère d'efficacité résultant désigne le "taux de maintien en CDI". Il permet donc d'apprécier l'état que les bénéficiaires soient toujours salariés chez leur employeur d'origine tout en transformant leur contrat aidé par ces derniers en CDI. Après avoir exclu les traités embauchés en CIE/CDI (1997), nous mesurons l'efficacité relative des différents types d'emploi aidé (marchand/non marchand) : tous étant des CDD. Pour les personnes entrées en CES (1997), le "taux de maintien en CDI" est inférieur à celui des personnes entrées en CIE de 70 pts-% en moyenne à la date de fin de l'aide. Cela signifie que les traités CES auraient pu gagner en moyenne 70 points de plus dans les chances que leur contrat aidé soit transformé en CDI en choisissant le CIE. La participation à ce dernier programme en 1998, qui constitue en revanche un contrat aidé court, accroît le taux de maintien en CDI de 57 pts-%. Autrement dit, la proportion des traités devenus salariés CDI, après avoir participé au CIE, est supérieure à celle ayant participé au CES de 57 points. Au-delà du fait que les impacts mesurés lors d'une évaluation de l'efficacité relative sont interprétés comme un "manque à gagner", nous confirmons que l'écart de résultat entre les deux types de programmes (court/long) reflète l'effet de la durée même de celui-ci. Cette dernière tend en effet à réduire l'instabilité de retour à l'emploi (comme nous l'avons mentionné en se penchant sur le comportement du maintien) mais aussi augmente le taux de transformation du contrat aidé en CDI par les employeurs d'origine. Ce constat est cette fois-ci très favorable pour les emplois aidés du secteur marchand (plus de 70 points).

L'indicateur "temps complet" construit (=1, 0 sinon) est valable tous types de contrats confondus (CDI, CDD, emploi aidé). Nous pouvons l'affiner au fait que le nouveau contrat soit un CDI. Cela signifie que le critère d'efficacité obtenu, suite au croisement entre les trois variables auxquelles nous nous intéressons, est "maintenu en CDI à temps complet". En effet, si pour les personnes entrées en CIE, la proportion de ceux employés à temps complet est supérieure à celle des CES de 40 points à la date de fin de l'aide (tous types de contrats confondus), en se penchant sur ceux qui sont en CDI à temps complet, l'impact est en revanche de 81 points. Se limiter à cette dernière

population permet alors de mieux comprendre la nature des comportements des employeurs mais aussi d'étudier l'efficacité des programmes. Plus spécifiquement, le CIE peut être à temps complet ou partiel alors que le CES et le SIFE sont à temps réduit<sup>145</sup>. Dans l'enquête, le fait que nous ne précisions pas la durée de travail pour ces deux derniers programmes ne constitue pas d'ailleurs un oubli. Nous observons que les bénéficiaires CIE maintenus chez les employeurs où se sont déroulés les programmes dont le nouveau contrat est à temps complet, alors qu'il était à temps réduit, sont nettement plus nombreux que ceux des autres programmes : 74% (CIE), 34% (CES) et 60% (SIFE) : Tab. 6.20.

Nous nous intéressons au critère de niveau de responsabilité (= 1 si le traité occupe le même poste avec plus de responsabilité, 0 sinon). Le fait de devenir salarié à temps complet, après avoir été à temps partiel peut par ailleurs être synonyme d'acquisition d'un niveau de responsabilité plus élevé chez le même employeur. La même constatation est vraie pour le fait d'être employé en CDI après avoir été en contrat aidé. L'indicateur auquel nous nous intéressons reste néanmoins très important (*niv\_resp*). Cette dernière situation (en CDI) s'avère insuffisante, si nous ne possédons d'information sur la 'qualité' du poste en question. Ce qui est à craindre, c'est un comportement de refuge du traité contre le chômage en acceptant un poste de moindre importance, en l'occurrence de moindres qualifications. D'une manière générale, les caractéristiques du nouveau poste obtenu (salaire, type de contrat, durée du travail) sont incomplètes si le nouveau contrat ne correspond pas au mieux à celui lors du traitement. Dans le Tab. 6.20, nous observons que le CES l'emporte légèrement sur le CIE en termes de transformation de l'employeur de ces contrats aidés en emplois avec des responsabilités plus élevées : 33% contre 32%. Dans le cas de SIFE, au moins 50% des postes correspondent à ceux occupés pendant le traitement et le quart le sont avec plus de responsabilités. Ces résultats sont toutefois à considérer avec prudence après évaluation.

**Tab. 6.22 : Résultats selon les caractéristiques du poste occupé**

	1997		1998		199	
	CES/CIE		CES/CIE		SIFE/CES	
	naïf	KM	naïf	KM	naïf	KM
Maintien en CDI	68,3*** (6,9)	70,5*** (5,0)	62,2*** (6,9)	57,8* (6,7)	-26,7*** (5,0)	-28,8*** (6,4)
Salaire mensuel	297*** (46,6)	258*** (46,4)	351*** (128,2)	-54 (136,1)	-105** (48,9)	-46,4** (59,1)
Temps complet 0	40,2*** (5,1)	40,8*** (6,4)	27,2*** (7,0)	19,7 (8,5)	13,6** (5,6)	14,7 (7,1)
Maintien en CDI à temps complet	82,4*** (3,8)	81,0*** (5,1)	74,1*** (7,1)	64,5** (3,0)	-27,7*** (7,1)	-28,5** (34,5)
Temps complet 24	42,5*** (5,4)	39,3*** (6,7)	22,7*** (7,9)	14,8 (9,1)	-10,9 (4,3)	-11,7** (4,1)
Niv_resp	-9,3*** (5,1)	-6,6 (6,5)	3,2 (6,8)	4,5 (8,0)	14,3*** (4,9)	8,0 (6,3)

<sup>145</sup> Le CES est un contrat aidé à temps partiel et de moins de 20h pour les bénéficiaires du RMI.



### 6.7.3 Les traités ayant quitté les employeurs d'origine avant la fin des traitements

Certains bénéficiaires se sont vus contraints de quitter l'entreprise (organisme) avant la fin des traitements ou ont préféré partir. Ces participants (5,4% CIE, 6,5% CES et 6,9% stage SIFE) ne sont pas pris en compte dans les évaluations. Les problèmes d'abandon et d'attrition ont en effet été traités lors de la construction de l'échantillon d'analyse (Sect. 3.2.1). Nous considérons que toute *absence* à une vague d'enquêtes quel que soit le motif (refus de répondre, abandon du traitement, attrition entre les vagues,...) entraîne le non suivi du traité pour la vague suivante. Notre panel est, en conséquence, cylindré. Comme il s'agit d'un abandon avant la date de fin de l'aide, nous discutons des conséquences de l'hypothèse de licenciement par l'employeur mais aussi de celle d'abus d'utilisation de la période d'essai par ce dernier.

En aucun cas un programme d'aide ne peut revêtir la forme d'un contrat de travail temporaire. Le CIE est un contrat aidé régi par le Code du travail. En cours de contrat, la rupture est possible pour les mêmes causes que pour un contrat de travail classique (type CDI/CDD), c'est-à-dire lors d'un accord entre les parties, d'une faute grave ou d'un cas de force majeure. Si la rupture par le salarié n'est pas justifiée, celui-ci devra réparer le préjudice subi par son employeur grâce à des dommages-intérêts. Les deux exceptions où le traité peut quitter son poste unilatéralement sont : *i*) s'il veut poursuivre une formation et *ii*) s'il a trouvé un autre emploi. Dans cette dernière transition (nouvel emploi), tous traitements confondus, la proportion correspondante est de 15% (Tab. 6.23)<sup>146</sup>. Le constat le plus important est toutefois que les CIE ne terminent pas plus leur contrat pour des raisons de licenciement que pour d'autres raisons, comparativement aux bénéficiaires des autres programmes.

Concentrons-nous sur le CIE (secteur marchand). Si l'employeur veut mettre fin, de manière légitime ou non, à ce programme, cela entraîne des conséquences non négligeables du fait de l'aide forfaitaire versée par l'Etat. L'aide peut en effet atteindre 47% du salaire brut basé sur le Smic horaire pour 35 heures par semaine maximum. Nous devons en outre distinguer les CIE/CDI des CIE/CDD. Ce dernier est un contrat aidé d'1 an qui ne peut être renouvelé plus d'une fois. Si la rupture est motivée en ce qui concerne les CIE/CDD, elle a pour effet de rompre automatiquement la convention conclue avec Pôle Emploi et l'employeur devra alors rembourser les aides versés par l'Etat. Celles-ci sont recalculées proportionnellement à la durée effective du contrat. Si la rupture n'est pas justifiée, l'employeur devra reverser la totalité de l'aide. En ce qui concerne les CIE/CDI, les mêmes solutions sont applicables uniquement durant les 24 premiers mois (durée de l'aide). Dans le Tab. 6.23, il est en conséquence utile de différencier les CIE selon le type de contrat à l'embauche (CDI et CDD) où 30% des traités CIE/CDI partent avant la fin de l'aide comparativement aux CIE/CDD (24%). Concernant la transi-

---

<sup>146</sup> Nous distinguons "raisons de départ sans avoir pour autant trouvé un autre emploi" de "celle de trouver un autre emploi" dans le Tab. 6.23. Cette dernière est, comme nous l'avons expliqué, un motif légitime de quitter l'employeur pendant le programme.

tion légitime de rupture du contrat "nouvel emploi", 1% des CIE/CDI y transitent, alors qu'elle est de 15% sans cette différenciation).

Tab. 6.23 : Raisons du départ de chez l'employeur d'origine avant la date de fin de l'aide (en % par type de dispositif effectué)<sup>147</sup>

	CIE/CDD	CIE/CDI	CES	SIFE
<b>vous avez trouvé un autre emploi</b>	15,40	1,71	14,48	15,71
<i>vous avez quitté l'entreprise sans avoir pour autant trouvé un autre emploi, parce que :</i>				
vous avez été licencié pour des raisons économiques	11,11	16,95	0,00	4,29
vous avez été licencié pour une autre raison	12,70	13,02	8,62	
l'employeur a cessé son activité	3,17	11,06	1,72	0,00
Autres raisons : départ à la retraite, etc.	57,62	40,53	75,17	80

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne fait 100%.<sup>148</sup>

Le CIE, comme tout contrat, est assorti d'une période d'essai. Etant un CDI, la durée de la période d'essai peut atteindre 4 mois<sup>149</sup>. Si un employeur nécessite d'un employé pour trois mois, il peut très bien embaucher une personne en CIE et la licencier avant la fin de cette période d'évaluation pour un maximum de rentabilité (en profitant des aides et en étant plus libre). D'une part, même si le CIE est rompu durant la période d'essai, les employeurs n'auront pas à rembourser les aides qui leur auront été allouées lors de cette période. D'autre part, ces derniers ne sont pas dans l'obligation de fournir des justifications pour la rupture du contrat (de même que pour le participant) lors de cette période d'immersion (comme dans tous les contrats). Cette hypothèse d'abus de la période d'essai peut devenir réelle et doit être dénoncée si l'employeur stipule dans la convention, que la durée d'évaluation du participant peut être renouvelée. Les entreprises, en se référant aux conventions collectives ou aux accords de branche dont elles dépendent, ont en effet le droit de prolonger la période d'essai. Ainsi, cette période peut aller jusqu'à 4 mois pour les ouvriers et les employés, 6 mois pour les agents de maîtrise et les techniciens, 8 mois pour les cadres. Si le licenciement du

<sup>147</sup> Les fréquences qui mesurent les causes de départ sont rapportées à ces populations (d'où ces pourcentages élevés).

<sup>148</sup> Le phénomène d'abandon est amplifié surtout par la modalité 'autres causes' : 80% chez les SIFE, 75% chez les CES et 57% chez les CIE. Nous ne pensons pas que les départs à la retraite soient conséquents vu la répartition *pré-traitement* selon l'âge de ces populations de bénéficiaires (Section 5.2.2). Il s'agit à notre avis de plus de départs volontaires ; sans avoir pour autant trouvé un autre emploi.

<sup>149</sup> La période d'essai dans le cadre du CIE/CDI est fixée à 3 mois pour les agents de maîtrise et techniciens, 2 mois pour les employés et ouvriers et 4 mois pour les cadres. Les catégories socioprofessionnelles de nos traités font parties d'avantage du 1<sup>er</sup> et du 2<sup>ème</sup> public que du 3<sup>ème</sup> (voir Section 5.2.3).

traité CIE/CDI s'opère juste avant la fin de cette durée d'immersion, un comportement d'opportunisme est alors soupçonné. La conséquence la plus importante (lors de ce traitement de l'hypothèse d'abus de la période d'essai) est qu'à travers les données, nous devons distinguer les traités CDI quittant l'entreprise avant la fin de la période d'essai où nous ne pouvons pas indiquer si la rupture a eu lieu pendant ou après cette période (Voir Sect. 6.11). Cette intention de se séparer rapidement du salarié ne peut être 'jouable' dans le cadre des CIE/CDD. La période d'essai est au maximum d'1 mois<sup>150</sup>.

Le nouveau Contrat Unique d'Insertion (CUI, entré en vigueur le 1<sup>er</sup> janvier 2010) permet de dépasser ces dernières limites. Dans le secteur marchand, il prend la forme du CIE et dans le secteur non marchand, il apparaît sous la forme du CAE (Contrat d'Accompagnement dans l'Emploi). La mise en place de ce nouveau dispositif simplifie l'architecture des contrats aidés (Chap. 2, Sect. 2.3) et plus particulièrement améliore l'efficacité de ces deux derniers programmes. Il reprend leurs dispositions en les améliorant. La particularité du CIU-CIE où nous pensons qu'il permet de 'freiner' l'usage abusif de la période d'essai par l'employeur est qu'à présent nous n'avons aucune possibilité de conserver les aides (lors de cette période). Etant donné, que toutes les charges sociales et patronales sont dues, l'intention de l'entreprise d'engager un salarié CIE et de se séparer de lui rapidement devient plus réfléchi. Les mêmes proportions d'aide du CIE sont maintenues (47% du salaire basé sur le Smic horaire).

#### **6.7.4 Les employeurs d'origine aident-ils les traités à trouver un emploi ailleurs ?**

Certains traités ont été contraints de quitter leur employeur à l'issue de la date de fin des traitements, malgré qu'ils aient manifesté une volonté de rester en tant que salariés : 55% (CES), 32% (SIFE) et 13% (CIE). Parmi les 32% des traités SIFE non maintenus par l'employeur, dans 83% des cas soit ce dernier ne pouvait pas les garder sans être aidé financièrement, soit il ne voulait pas d'eux (Tab. 6.24). Ces bénéficiaires appartiennent à la situation "S" qui indique les populations parties à l'issue de la date de fin de l'aide : 70% (SIFE), 59% (CES) et 16% (CIE) : voir Tab. 6.19. Nous nous intéressons en conséquence à ceux parmi ces derniers ayant cherché à rester chez l'employeur d'origine.

Dans le panel, SIFE est le seul dispositif où nous ne faisons pas la distinction entre "raisons économiques" et "raisonss propres au choix de l'employeur d'origine". Nous nous intéressons, par

---

<sup>150</sup> Il s'agit également du cas des CES (d'où la raison pour laquelle nous nous sommes concentrés sur les CIE/CDI). Le calcul de la durée de la période d'essai d'un CDD s'effectue de la façon suivante : s'il est inférieur ou égal à 6 mois, celle-ci est fixée au maximum à 1 jour ouvré par semaine, dans une limite de 2 semaines. S'il est de plus de 6 mois, elle est au maximum d'1 mois. La période d'essai du CIE est au plus d'1 mois. La durée du CES est de 3 mois et au maximum de 12 mois (renouvellements inclus). La période d'essai dans le cas du CES est, en revanche, fixée à un 1 mois, quelle que soit la durée de ce dernier contrat (article L.322-4-7 du Code du Travail).

la suite aux CIE et CES. Si, pour ce dernier, arrivé à l'échéance du terme prévu par le contrat aidé, le salarié n'a droit à aucune compensation contrairement à un CDD ordinaire (où une indemnité de précarité est prévue au terme de celui-ci), dans le cas du CIE, le salarié n'est pas comptabilisé dans l'effectif de l'entreprise. L'embauche dans ce programme permet en effet à l'employeur d'être exonéré des cotisations patronales de sécurité sociale.

Les entreprises profitent-elle des aides en renouvelant chaque fois l'embauche d'un nouveau bénéficiaire ? Ce dernier n'est-il pas maintenu (dans l'entreprise) pour des raisons économiques (non capacité pour l'employeur de garder le participant sans être aidé financièrement) ? Nous observons que les départs sont souvent liés à ce dernier motif. Le fait marquant est que ceux-ci sont accrus chez les CES (secteur non marchand) contrairement aux CIE (secteur marchand) : resp. 55% et 13%. Or, les premiers profitent de plus de possibilités de renouvellement que les seconds, ce qui signifie que les employeurs CES peuvent toujours profiter des aides. Le CIE est d'une durée d'1 an (et peut être renouvelé une fois) alors que le CES peut être prolongé jusqu'à 24, voire 36 mois.

Tab. 6.24 : Départ à l'issue du traitement  
(en % par type de dispositif effectué)

	CES	SIFE	CIE
Souhait de rester mais l'employeur n'a pas donné suite, parce qu'il :	55	32	13
Ne pouvait vous garder sans être aidé financièrement	38,24	83,58	42,41
Ne souhaitait pas vous garder	32,42		21,38
Le nouveau contrat proposé ne vous satisfaisait pas	2,05	2,91	6,90
L'entreprise a cessé son activité	1,37	1,46	12,93
Autres raisons	25,91	12,06	16,38

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne des motifs de départ fait 100%.

Intéressons-nous à présent aux traités restés pendant une certaine durée chez l'employeur d'origine après la fin de l'aide, et l'ayant quitté par la suite. Comme dans les deux situations S (à l'issue) et D (abandon), les éventuelles explications de ce "maintien partiel" sont le licenciement, la démission, la fin du contrat, ... . Dans ce cas, il est toujours intéressant de distinguer les CIE/CDI et les CDI/CDD où le taux de démission des salariés CDI est plus faible (22%) que celui des traités CDD (38%). La proportion des traités CDI licenciés pour des raisons économiques (28%) est en revanche plus élevée que celle des traités CDD. Ces deux catégories de traités (CIE/CDI et CIE/CDD) ont démissionné sans pour autant avoir trouvé un autre emploi ailleurs (de même pour ceux qui ont été licenciés)<sup>151</sup>.

<sup>151</sup> En d'autres termes, il est plus intéressant de se concentrer sur les traités redevenus chômeurs.

Ce qui importe maintenant, c'est le comportement des employeurs vis-à-vis de l'ensemble de ces traités dont le contrat aidé n'a pas été prolongé. Ceux-ci les aident-ils à trouver un autre emploi ailleurs ? Nous incluons les sujets des situations S et D. Nous ne disposons néanmoins d'informations que concernant les bénéficiaires du CES (secteur non marchand).

**Tab. 6.25 : les employeurs aident très peu les traités  
(selon les situations mentionnées)**

	Abandon (D)	A l'issue (S)	Maintien partiel
Pas d'aide	86,21	88,88	87,2
Aide moyenne	4,31	6,75	5,6
Aide intensive	9,48	4,37	7,2

Source : Panel des bénéficiaires – DARES  
Remarque : la somme en colonne fait 100%.

**Synthèse II : Différenciation des transitions après la sortie des traitements**

**SITUATION C : Pas d'emploi depuis la fin du traitement : Censure à droite**  
Sections 6.5 et 6.8.

**SITUATION B :**

**A la sortie du traitement, le traité est resté pendant au moins 3 mois au chômage et, par la suite, il a occupé  $< n >$  emplois**

Soit

$n$  = Nombre d'emploi(s)

$u_0$  : période de chômage initiale ;  $u_0 \geq 3$  mois.

et

$u$  : nombre d'épisodes de chômage observés depuis le 1<sup>er</sup> emploi ;  $u \geq 0$

Remarque : le 1<sup>er</sup> emploi peut se réaliser soit pendant la 1<sup>ère</sup> vague d'enquêtes soit durant la seconde ( $u_0 \geq 3$  mois).

Nous pouvons distinguer : **Situation B.1.0 :**

- $n = 1$  et  $u = 0$  : le traité a été toujours en emploi. Il s'agit d'un et un seul emploi sans période de chômage.

**Situation B.1.1 :**

- $n = 1$  et  $u = 1$  : le traité a eu un 1<sup>er</sup> emploi depuis la sortie du dispositif, puis il est au chômage.

Et d'une façon générale

**Situations B.X.U :**

- $n > 1$  et  $u > 1$  : succession de périodes de travail et de chômage. Il s'agit d'un état fréquent chez nos traités/non traités.
- Voir Section 6.8.
- $n > 1$  et  $u = 0$  : *enchaînement de plusieurs emplois sans périodes de chômage.*
- très rare dans la population. Le plus souvent 2 emplois occupés : situation B.2.0

**SITUATION A :**

**Un ou plusieurs emplois depuis la fin du traitement (sans période initiale de chômage)**

**Sit. A.1 :**

$n = 1$  : un et un seul emploi.

- En supposant que  $u = 0$ , il s'agit le plus souvent d'une situation de maintien du traité chez l'employeur où s'est déroulé le programme.
- Sinon une transition qui mérite d'être étudiée : le traité a trouvé un emploi chez un autre employeur chez qui il a été toujours en emploi, dès la sortie du traitement.

Nous distinguons les transitions selon l'état de maintien

**Situation A.2 :**

$n = 2$  : souvent situation de *maintien partiel* chez l'employeur d'accueil, puis le traité a occupé un nouvel emploi chez un autre employeur.

- C.2.1, c'est-à-dire avec une période de chômage constatée entre le 1<sup>er</sup> emploi et le second. Le second emploi est le dernier emploi du traité qu'il occupe toujours à la date de la 1<sup>ère</sup> vague d'enquêtes (ou encore la 2<sup>ème</sup>).
- Moins fréquemment : le traité a trouvé un 1<sup>er</sup> emploi dans une autre entreprise dès la sortie - il la quitte pour une deuxième (sans période de chômage).

Et d'une façon générale

**Situation A.N :**

- $n > 2$  et  $u > 0$  : Succession de périodes de travail et de chômage.
- **Pour toutes les situations, voir Sect.6.6**
- **Lorsqu'il s'agit d'une situation de maintien, voir Sect. 6.7**
- **Lorsqu'il s'agit d'une situation hors maintien, voir Sect. 6.8**

## 6.8 Peut-on mesurer la qualité d'un programme d'aide à l'emploi

Si dans la Sect. 6.6, nous nous sommes intéressés à l'ensemble de la population et dans la Sect. 6.7 nous nous sommes concentrés sur les traités maintenus, dans celle-ci, nous nous penchons les parcours d'insertion des bénéficiaires partis à l'issue de la date de fin de l'aide.

### 6.8.1 Construction des indicateurs d'efficacité

Nous conduisons une évaluation selon des indicateurs que nous développons. Nous distinguons trois situations selon que le traité/non traité soit en :

- Sit. A :  $n$  emplois sans période de chômage initiale depuis la fin de l'aide,  $n \geq 1$ .
- Sit. B : chômage d'au moins 3 mois depuis la sortie du traitement, puis le traité/contrôle a occupé  $x$  emplois, avec  $n \geq 1$  et  $u_0$  (période initiale de chômage)  $\geq 3$  mois.
- Sit. C : pas d'emploi depuis la sortie du programme.

Nous cherchons à résumer l'hétérogénéité des situations observées par les demandeurs d'emploi, depuis la date de fin de l'aide, étant multiples sur le marché du travail. Dans la situation C (censure à droite), le traité/contrôle a toujours été au chômage. Tout ce que l'on sait à leur sujet, c'est que leur période de chômage est au moins aussi longue que celle de l'étude<sup>152</sup>. Dans l'état B, le choix d'une durée minimale de chômage pour l'ensemble des individus (3 mois) nous semble assez raisonnable comme délai à prendre en compte pour l'activité de recherche d'emploi (passage des entretiens,...). Nous considérons que la durée du travail trouvé doit être supérieure ou égale à un mois, ce qui est logique pour observer une activité salariale conséquente sur le marché du travail. Deux configurations sont possibles dans l'état B : les traités/non traités, après la fin des traitements, sont restés au chômage pendant 3 mois ou plus et, par la suite ont enregistré une succession de périodes de travail/chômage ou de travail uniquement : avec  $n \geq 1$  et  $u \geq 0$  (resp. nombre d'emplois et d'épisodes de chômage). Il est clair que les demandeurs d'emploi appartenant à la situation "A" n'enregistrent pas de période de chômage initiale : ( $u_0 = 0$ ). Ils comptabilisent une succession de  $n$  emplois alternés ou non par  $u$  épisodes de chômage comme dans la situation B :  $n \geq 1$  et  $u \geq 0$ .

La différence principale entre "A" et "B" consiste en un passage du demandeur d'emploi par une période initiale de chômage dans la situation B : ( $u_0$ ). Ces deux derniers états comportent chacun un cas particulier : l'individu enregistre un seul emploi. Nous les appelons respectivement "A1" et "B1" ( $x = 1$  et  $u = 0$ ). Cette dernière restriction est valable pour l'état A1 à laquelle il faut ajouter  $u_0$  pour B1.

---

<sup>152</sup> Nous traitons la censure à droite comme un état possible de transition.

Nous résumons à travers ces différentes situations (A, B, C, A1, B1) l'hétérogénéité des transitions des traités/non traités en considérant  $n$  emplois et  $u$  périodes de chômage. En construisant les indicatrices correspondantes à chacune de ces états, celles-ci constituent les indicateurs d'efficacité sur lesquels nous nous basons pour l'évaluation. La situation A1 est sans appel (indicateur "un et un seul emploi occupé"). Dans l'état C, l'insertion professionnelle est inversement nulle : les bénéficiaires sont restés au chômage sans interruption. Les mesures d'impacts que nous conduisons portent sur le long terme. A court terme, nous ne pouvons envisager une recherche d'effets que chez les traités de la situation « A ». « A » constitue en soi un critère d'efficacité *instantanée*. Il s'agit toujours d'un 1<sup>er</sup> emploi sans épisode initial de chômage. Dans le chapitre 3, nous étudions l'intérêt du travail sur des données longitudinales. Nous devons par conséquent évaluer les impacts de la politique active de l'emploi tout en restant attentifs à la question de discontinuité des parcours d'insertion des bénéficiaires. La récurrence du chômage est devenue un enjeu. Statistiquement, l'analyse est portée de la demande à celle des demandeurs, ce qui signifie que nous sommes passés d'une gestion de stock à une analyse de flux. Ce changement d'unité statistique (chômage-chômeurs) est observé sous une dimension temporelle élevée. L'objectif est de prendre en considération le caractère potentiellement heurté, long et discontinu des parcours d'insertion et de réinsertion des bénéficiaires. La schématisation des transitions (Tab. 6.26) nous permet de distinguer deux paramètres importants pour cet effet :  $n$  (nombre d'emplois effectués) et  $u$  (nombre d'épisodes de chômage) tout au long de la période d'observation. Nous nous intéressons au premier (Tab. 6.26).

Tab. 6.26 : Différenciation des trajectoires professionnelles par situations A, B, C,... (en % par type de traitement effectué)<sup>153</sup>

	CES	CIE	SIFE	Témoins
A1	9,2	20,6	3,9	7,5
B1	8,3	12,4	5,7	6,9
A	34,9	40,8	26,6	31,4
B	46,9	53,9	44,2	47
C	18,2	12,7	29,2	29,6
$\bar{u}$ : moyenne	7	3	5	4

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : Pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne des situations A, B et C fait 100%.

<sup>153</sup> En considérant par exemple un modèle de durée à risques concurrents, l'hétérogénéité des transitions possibles est résumée par ces situations (A, B, C,...) où A1, B1 et C sont des événements particuliers après la fin des traitements. Le recours à ce dernier modèle est, dans notre cas d'étude, impossible en raison des variables de transition des individus de contrôle qui sont incohérentes (Chap. 4)



Tab. 6.27 : Efficacité des dispositifs par type de transition

	CIE/TEMOINS (1997)	CES/TEMOINS (1997)	SIFE/TEMOINS (1999)
A	2,7***	-8,7***	-0,7*
B	-0,4*	3,4***	0,4*
C	-3,8*	-9,6***	-0,9
A1	1,4*	4,4***	-0,3*
B1	1,9*	4,7***	-1,9
Récurrence du chômage			
<i>u</i>	5,6*	1,9*	2,6*

\*\*\* : significatif au seuil de 1%, \*\* : 5% et \* : 10%.  
Source : panel des bénéficiaires - DARES.

## 6.8.2 Discussion des résultats

Dans le Tab. 6.27, nous fournissons les mesures d'impact. Nous cherchons à apprécier comment les différents traitements réduisent la récurrence du chômage chez un même participant. L'indicateur de récurrence du chômage que nous construisons est une variable continue. L'entrée en CIE diminue la récurrence du chômage de (resp. CES). Si les traités CIE enregistrent les parcours de retour à l'emploi les plus stables (par rapport aux autres programmes), ceci est particulièrement vrai si l'on s'appuie sur l'indicateur "A1" (un seul emploi occupé tout au long de la période d'observation). Ce dernier emploi peut se dérouler soit chez l'employeur d'origine soit chez un autre. Or, nous excluons les traités maintenus. Les populations sur lesquelles portent les évaluations sont, en conséquence, les salariés des situations B et A (hormis les traités maintenus) : traités *non maintenus* i) à savoir ceux ayant réussi à obtenir un 1<sup>er</sup> emploi chez un autre employeur que celui d'accueil (à l'issue de la date de fin de l'aide) (situation que nous appelons A') et ceux ayant exercé un emploi après un épisode initial de chômage (situation B). Nous excluons l'état C (censure à droite) lors de l'évaluation sur l'indicateur de récurrence du chômage car, lorsque celui-ci est égale 1 (un seul épisode) il confond par construction ce dernier état. "C" constitue alors un critère d'efficacité distinct sur lequel nous mesurons les impacts. L'entrée en CIE diminue significativement le (efficacité relative parce que ça na pas de sens de mesurer sur les traités comparativement aux non traités).

Pour les personnes entrées en CIE (1997), la proportion des trajectoires de type A est supérieure en moyenne de 2,7 points à celle des non traités, ce qui signifie que ce dernier programme permet d'offrir des parcours d'insertion de type « A » supérieurs de 2,7 points (par rapport à la non participation). L'entrée en CIE (1998), contrat court, accroît en moyenne ce type de retour à l'emploi. Il permet en outre de diminuer les situations de chômage de 3 points. Ces résultats sont significatifs à 1%. Les bénéficiaires de CES connaissent, en revanche, une diminution significative de -8,7 pts-% en moyenne et de -0,7 pts-% dans le cas du SIFE. Nous pouvons conclure que le CIE permet des réinsertions de

meilleure qualité toutes choses égales par ailleurs. En conséquence, nous pouvons penser à un système de ‘notation’ des programmes de la politique de l'emploi en attribuant à chacun sa note à travers cette schématisation. Celle-ci mesure en effet la qualité du programme où un devoir d'information de la part de l'Etat.

### 6.8.3 Raisons de l'échec de trouver un emploi

Approfondissons la Section 6.6.4. Nous nous concentrons sur les demandeurs d'emploi des situations B et C où le point commun consiste en un passage par une période de chômage d'au moins égale à 3 mois. En interrogeant ces traités sur les raisons de leur échec dans le fait de retrouver un emploi à la sortie, notamment sur le sérieux de leurs démarches de prospection, il apparaît qu'ils n'ont pas cherché activement, malgré qu'ils aient avancé que les propositions reçues ne leur convenaient pas, voire qu'ils étaient indisponibles pour occuper les emplois. Au-delà de toute efficacité d'un programme d'aide, un comportement de recherche d'emploi de la part des bénéficiaires doit en effet être apprécié. Tous traitements confondus, entre 30% et 40% des traités (des situations B et C) n'ont ni répondu à des offres d'emploi ni envoyé des candidatures spontanées et ne se sont pas rendus à *Pôle* emploi (Tab. 6.28). Ces mêmes demandeurs d'emploi ont surtout déclaré qu'ils étaient indisponibles où environ 80% des traités CIE et des CES n'ont pas paradoxalement même travaillé pendant de très brèves périodes.

Tab. 6.28 : **Traités**

Raisons de chômage depuis la sortie des traitements  
(Sit B et C, en % par type de dispositif effectué)<sup>154</sup>

	CIE	CES	SIFE
Les propositions reçues ne vous convenaient pas	10,96	9,78	9,12
Vos propositions n'ont pas abouti	18,15	23,59	25,97
Vous n'avez pas été disponible	44,86	47,92	48,07
Autres raisons	11,99	10,15	5,72
Vous n'avez pas reçu de propositions	14,04	8,56	11,13

Sérieux des démarches de recherche d'emploi effectuées  
Situations B et C (en % par type par dispositif)

	CIE	SIFE	CES
Vous n'avez pas répondu à des offres d'emploi	41,10	37,65	32,46

<sup>154</sup> Les interprétations (1<sup>er</sup> paragraphe) découlent d'un tri croisé entre les informations du Tab. 6.28. Celui-ci est néanmoins présenté selon un tri à plat (raison de taille).

Vous n'avez pas envoyé de candidatures spontanées	40,75	31,78	32,30
Vous ne vous êtes pas inscrits dans une agence intérim	67,12	63,20	22,41
Vous n'avez pas passé d'entretiens d'embauche	57,88	59,17	55,18
Vous n'avez pas travaillé pendant des périodes brèves	79,45	78,12	32,46
Vous n'avez pas suivi une / plusieurs formations	85,62	82,03	55,18
Plus généralement, vous n'êtes pas allés à Pôle emploi	31,51	31,76	32,41
Vous n'avez pas passé un concours de la fonction publique	95,55	93,40	32,30

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarques : Pour chaque échantillon de dispositif, la somme en colonne "des raisons de chômage" fait 100%.

Celle "des démarches de recherche d'emploi" ne fait pas en revanche 100% (un même traité peut en effet effectuer plusieurs).

Chez les non traités (des situations B et C), parmi les raisons les ayant poussé (éligibles aux traitements) à ne pas y participer ainsi qu'à d'éventuels autres programmes d'aide, sont : *i) vous n'avez jamais voulu* (30%), *ii) vous ne connaissiez pas leur existence* (34%), *iii) vous l'auriez fait mais en dernier ressort* (18%) et *iv) on n'a pas voulu de vous* (18%)<sup>155</sup>. Les raisons *i)* et *ii)* sont celles que nous avons décrites dans la Section 2.3. Ces deux dernières restent élevées chez les témoins même après le passage. En étudiant ces caractéristiques cachées ("*Aversion vis-à-vis des contrats aidés*" et "*Connaissance de ceux-ci*"), en période de *pré-traitement*, resp. 46% et 38%, des témoins n'ont jamais entendu parler ni du CIE ni du CES. Quant à la proportion qui connaît le CIE, 33% refusent d'y participer et ce, malgré qu'une proposition leur ait été adressée (resp. 41% des CES soit lors d'un entretien d'embauche soit par l'intermédiaire de leur conseiller d'emploi). Il s'agit de deux caractéristiques inobservées que nous avons introduites lors de la modélisation du comportement d'auto-sélection pour légitimer, en partie, la propriété d'indépendance conditionnelle : "*deux individus ayant des caractéristiques identiques dont un effectue le traitement alors que l'autre non est dû au hasard*". Cette hypothèse ne peut en effet être testée statistiquement. Sa crédibilité est souvent mise en cause. L'introduction d'un nombre élevé des caractéristiques observables permet par construction sa justification. Les observations *post traitement* chez les non traités permettent donc de renforcer notre point de vue. C'est-à-dire leur transition ou encore leur préférence, malgré qu'ils n'ont pas trouvé d'emploi, vis-à-vis des contrats aidés (auxquels ils sont éligibles).

<sup>155</sup> En effet, la question adressée aux non traités porte sur les raisons de non participation aux contrats aidés et non sur leurs démarches de recherche d'emploi. Nous l'avons deviné parce que nous n'avons aucune interrogation sur ces dernières. En d'autres termes, les témoins étaient, dans un 1<sup>er</sup> temps, au chômage lorsque les bénéficiaires participaient aux dispositifs. Compte tenu de leur situation (éligibilité), ils auraient pu, dans un second temps, occuper un (par défaut).

## 6.9 La politique active de l'emploi atteint-elle les demandeurs d'emploi les plus prioritaires parmi les prioritaires ?

Nous proposons d'évaluer la politique active sur la population des plus prioritaires parmi les prioritaires. Dans la Section 2.4, nous considérons que l'étude d'impacts sur ces traités nous a été propice pour dépasser le comportement d'écrémage des agents locaux de l'emploi, qu'il soit supposé ou réel dans la population. Cette pratique (d'écrémage) rend en effet l'évaluation délicate : l'échantillon des traités est composé majoritairement des demandeurs d'emploi les plus employables, alors que celui des témoins est homogène (représentatif de la population des éligibles au programme à évaluer).

Dans cette Section, nous avons considéré une définition plus large à ce comportement d'écrémage qui ne se limite pas au fait que les conseillers trient, dans la population des demandeurs d'emploi, les individus les plus employables mais sélectionnent, parmi les programmes d'aide, les plus productifs. Autrement dit, nous avons deux populations (participants/dispositifs) dans lesquelles le trie s'effectue avec un comportement plus complexe (de la part des agents). Les mesures les plus productives peuvent ainsi profiter aux plus employables et celles les moins productives aux moins employables. Cela peut expliquer en partie *i*) l'échec de certains dispositifs, *ii*) la stigmatisation de certaines catégories de demandeurs d'emploi (notamment celle participante à ces traitements) mais aussi à terme *iii*) un effet de glissement des mesures les plus rentables vers les populations les moins prioritaires (c'est le cas du programme TRACE vers les jeunes les plus qualifiés parmi les moins qualifiés alors qu'il était initialement orienté vers l'ensemble de ces jeunes peu qualifiés). Se concentrer sur les moins employables est donc important pour s'affranchir de ces biais et relativiser ainsi les effets des programmes.

Dans l'annexe D du chap. 3, la comparaison des caractéristiques du CIE par rapport à celles du CES n'était innocente. En termes de critères d'éligibilité, la catégorie des très prioritaires parmi les prioritaires (CATP) que nous identifions s'avère quasiment la même pour les deux programmes. En termes de groupe de contrôle, la population CATP du CIE est en conséquence éligible au CES, toutefois, elle n'est pas entrée au moment où celle du CES (CATP) accédait à son traitement (et inversement). La justification économique de notre choix de ces deux dispositifs est que le CIE (secteur marchand) semble présenter des barrières à l'entrée (entreprises, agents locaux). Comme nous l'avons vu dans la Sect. 2.2.2, la phase d'acceptation renvoie aux choix tant des agents locaux mais qu'à ceux des employeurs. *A contrario*, le CES (secteur non marchand) semble favoriser le choix de participation des moins employables. Ainsi, les opérateurs du service public (de l'emploi) peuvent inciter cette dernière catégorie à s'orienter vers ce programme. Nous pouvons observer, en conséquence, une éventuelle pratique d'écrémage au profit du CIE et au détriment du CES.

S'intéresser aux moins employables (moins qualifiés, plus nécessiteux...) constitue un des aspects d'étude de l'efficacité de la politique active. Nous le renfonçons par la recherche de l'efficacité relative du CES comparativement au CIE. L'identification de la catégorie CATP, à travers ces deux programmes, est aussi aisée 'statistiquement', contrairement à celle des non traités à

partir des critères d'éligibilité. Dans les fichiers de données des traités, nous possédons une variable indicatrice qui désigne cette catégorie. Nous nous concentrons sur les CES et les CIE d'1 an (entrée 1997) : les contrats CIE (1997) sont des CDD longs, tandis que ceux de 1998 sont des CDD courts. En 1999, nous n'avons pas de participation au CIE (Tab. 4.2).

La démarche de se concentrer sur les plus prioritaires parmi les prioritaires est mobilisée pour la mesure du bien-être procurée par la politique instaurée. Une des méthodes proposées pour cette mesure est celle consistant à se concentrer sur cette catégorie : il s'agit d'une mesure de l'impact moyen sur eux en termes de revenu<sup>156</sup>. Un effet moyen global négatif de la politique, voire nul, peut être accepté s'il s'avère positif sur cette dernière frange. Nous pouvons en effet penser à une politique de lutte contre l'exclusion du marché du travail ou encore de lutte contre l'échec scolaire. Dans un premier temps, nous discutons de la possibilité de trouver une configuration nous permettant de réaliser une évaluation sur le revenu. Dans un second temps, nous adoptons une mesure originale du bien-être en nous basant sur une variable déclarative concernant le jugement favorable des bénéficiaire à propos de leur situation financière après la sortie, le fait d'avoir pu obtenir le permis de conduire et d'accéder à la propriété. Toutes ces variables reflètent une amélioration du revenu.

Dans le panel, le problème principal est que pour une même personne qui déclare vivre en couple au démarrage de l'étude et qui reporte comme montant son revenu et celui de son conjoint (cumul), à la dernière vague d'enquêtes, il est possible qu'elle se 'retrouve' célibataire : elle déclare alors vivre seule ou encore seule chez ses parents et reporte, par conséquent, le montant de ses propres ressources. Dans la Sect. 5.6.1, nous avons attiré l'attention sur le fait que la non différenciation entre les ressources du bénéficiaire (resp. témoin) et celles de son conjoint posait un problème pour aboutir à une comparaison globale et cohérente des différentes situations financières, en raison de l'application du filtre 'mode de logement' : 'seul/seul chez ses parents', 'en couple/en couple chez ses parents'. Il ne s'agit pas de la même unité statistique : il s'agit tantôt du couple (le montant du revenu est le cumul du revenu du bénéficiaire (resp. témoin) et de son conjoint), tantôt du bénéficiaire **seul** s'il est célibataire (montant de ses propres ressources). En revanche, le statut du bénéficiaire/témoin est susceptible de changer dans le temps. Nous traitons de l'évaluation *ex post* : les enquêtes se déroulent sur quelques années après la sortie des participants. Ainsi, en nous intéressant au critère de revenu comme indicateur d'efficacité, nous devons nous concentrer sur les bénéficiaires et les témoins célibataires avant et après. L'exemple suivant pose par ailleurs un problème sans que nous puissions nous en rendre compte. Le sujet répond avant/après qu'il vit en couple alors qu'en réalité il ne s'agit pas du même conjoint et, par conséquent, pas du même type de ressources (ni de leurs montants).

---

<sup>156</sup> La mesure du bien-être peut être en termes de revenu ou encore de fonction d'utilité.

Les mesures d'impacts que nous conduisons répondent en partie à la question de différenciation des impacts par catégorie de demandeurs d'emploi et par type de programme. Nous cherchons en pratique dans cette dernière question les effets selon le sexe, l'âge, le niveau de diplôme, etc. Certains programmes ont été en effet très profitables aux jeunes sans qualification et n'ont rien apporté à ceux qui possédait déjà un certain niveau malgré que ces derniers fassent partie du public-cible. En d'autres termes, face à la variabilité des impacts de la politique active de l'emploi selon les caractéristiques des participants, la différenciation des effets selon ces caractéristiques et par type de programme constitue un consensus dans la littérature. Il s'agit en conséquence plutôt d'une évaluation opérationnelle (décisionnelle) à travers laquelle nous cherchons à mieux définir les critères d'éligibilité<sup>157</sup>. Dans notre évaluation, en nous intéressant aux moins employables, nous répondons à une question économique : atteignons-nous positivement les moins employables ? Dans le Tab. 6.29, nous estimons les effets du CES par rapport au CIE sur le long terme. Les variables déclaratives (jugement favorable, a le permis de conduire et devenu propriétaire depuis l'entrée) sont en effet collectées à la deuxième vague d'enquêtes. En termes de statistiques descriptives, l'analyse des réponses à cette date montre que les CIE considèrent que leur niveau de vie s'est amélioré suite au passage, alors que les CES pensent le contraire. En termes d'efficacité relative, si les CATP du CES avaient participé au CIE, ils auraient gagné en moyenne 12,4 pts-% de plus en termes de jugement favorable et donc d'amélioration de leur situation financière (resp. 9,2 et 1,2 pts-% d'avoir le permis de conduire et de devenir propriétaire)<sup>158</sup>. Nous recourons à l'indicateur de la qualité d'insertion sur le marché du travail qui correspond à la situation A : x emplois sans période initiale de chômage (Section 6.8). Si les CATP du CES avaient participé au CIE, ils auraient gagné en moyenne 7,3 pts-% s'ils ont toujours participé au CIE.

Tab. 6.29 : Résultats sur les CATP CIE/CES (1997)

	naïf	A noyau
Jugement favorable	17,3*** (2,7)	12,4*** (2,4)
à le permis de conduire	10,3*** (2,7)	9,2*** (2,3)
Propriétaire	2,5 (2,7)	1,2 (2,3)
Situation A	9,2*** (2,3)	7,3** (2,7)

Entre parenthèses : écarts-types.

\*\*\* : significatif au seuil de 1%, \*\* : 5% et \* : 10%.

Source : panel des bénéficiaires - DARES.

<sup>157</sup> Les auteurs du panel de la DARES ont produit cette évaluation.

<sup>158</sup> Le fait de devenir propriétaire indique une capacité à rembourser l'emprunt et donc une situation financière stable. Le fait d'avoir le permis de conduire indique par ailleurs une certaine forme de redynamisation sur le marché du travail.

## 6.10 Recherche de l'effet net et marginal d'un traitement

Nous considérons que le cadre 'idéal' de mesure de l'effet *net* d'un traitement consiste à recourir :

- à des non traités : *j*) éligibles et non entrés au moment où les traités accèdent au dispositif à évaluer, *jj*) ayant des caractéristiques comparables à celles des traités et *jjj*) non passés ni avant ni après ni par ce traitement ni par d'autres programmes similaires voire concurrents.
- à des traités : *i*) qui sont entrés pour la première fois dans le dispositif à évaluer et *ii*) qui ne sont pas passés auparavant par un programme similaire (ou encore concurrent).

Dans le Chap. 4, nous avons examiné ces diverses configurations. Avant la période de chômage, plusieurs témoins ont participé à un ou plusieurs dispositifs de la politique active. Parmi ceux-ci, figurent les traitements auxquels nous nous intéressons. Dans le panel, au-delà de la règle stricte : si le non traité a effectué l'ensemble des traitements à évaluer, il est considéré comme étant hors cible, nous montrons en effet que plusieurs ont y participé : Un ou deux au maximum<sup>159</sup>.

Après l'entrée des bénéficiaires, plusieurs non traités ont été dans un ou plusieurs traitements que nous cherchons à évaluer. Nous nous trouvons donc avec des témoins dans la même situation que les traités (participation), quoique cette dernière se soit réalisée juste après. Dans certains cas, la date de réalisation de cet événement est très proche des dates de référence. Doit-on exclure ces non traités ? Doit-on écarter tous les témoins ayant, d'une façon générale, participé aux dispositifs de la politique active avant et après ? Qu'est-ce que la situation alternative au passage par traitement ?

Chez les traités, certains ont participé à un ou plusieurs traitements de référence avant les périodes d'intérêt. D'autres ont connu une récurrence d'emplois aidés comprenant un ou plusieurs de ces dispositifs. Le fait que chez ces derniers certains participent aux traitements après la sortie ou encore à d'autres mesures d'aide, cela constitue une des transitions possibles. La question qui se pose en revanche est la suivante : comment peut-on prendre en compte le phénomène d'enchaînement des contrats aidés chez un même traité ?

Le cadre d'évaluation multi-traitements est certes plus réaliste que le cadre binaire, parce qu'il nous permet de tenir compte de l'hétérogénéité des programmes. Nous devons néanmoins prendre en compte l'hétérogénéité des passages. D'une part, le fait d'isoler la catégorie '0 emploi aidé avant' chez les traités / contrôle et la catégorie '0 emploi aidé après' chez les témoins est propice à l'évaluation de l'effet net du traitement en question. D'autre part, distinguer les traités et les non traités selon les types de passage, nous permet de nous intéresser à l'enchaînement des dispositifs chez un même traité en comparant des échantillons de traités et de contrôle semblables. Nous nous

---

<sup>159</sup> Voir Tab. 4.10, Sect. 4.3.2.

intéressons plus spécifiquement à l'effet net d'un CIE et à l'effet cumulé d'un CIE et d'un CES. Par ailleurs, si dans la Section 6.7, nous faisons appel à deux programmes différents dont les durées de passage des traités dans ces deux programmes sont égales (évaluation de l'efficacité relative), en souhaitant nous intéresser à l'effet marginal, nous nous concentrons en revanche sur un seul traitement en distinguant deux groupes de bénéficiaires dont un a enregistré une durée de passage plus élevée d'un mois. Notre traitement est alors un 1 mois additionnel de participation dans le contrat aidé en question. Ce qui signifie que la population de contrôle est celle des traités dont la durée de passage a été écourtée d'un mois. Bien évidemment, ces derniers sont tout à fait éligibles au dispositif à évaluer (il s'agit du même). Nous nous concentrons sur le CES (secteur non marchand). La justification économique est que ce dispositif est peu efficace sur les courtes durées.

Tab. 6.30 :

Effet cumulé d'un CES et d'un CIE		
	naïf	A noyau
CES (1998)/ CIE (1997)	46,1*** (7,5)	42,0*** (5,4)
Effet net d'un CIE		
CIE (1997)	28,7*** (1,97)	25,1*** (2,4)
Impact marginal d'un CES		
CES (1998)/ CIE (1997)	2,1 (3,6)	2,0 (2,5)

Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Lecture : un mois additionnel dans le CES (1998) accroît le taux de retour à l'emploi de 2 pts-%.

L'entrée en CES ensuite dans un CIE augmente ce dernier taux de 42 pts-% en moyenne

L'effet du passage dans le CIE (uniquement) accroît le taux de retour à l'emploi de 25 pts-%.



## 6.11 Conclusion

Les résultats de ce chap. mettent en lumière les mesures des impacts des traitements étudiés sur les traités. Les principaux résultats des estimations sont les suivants : les effets du CIE (1997) et celui de (1998) sur le taux de retour à l'emploi général sont positifs et significatifs. L'entrée dans ce dernier programme a donc limité systématiquement l'éloignement au marché du travail (et ce, quelque soit la période considérée). Ce dispositif permet en outre un retour durable à l'emploi régulier (notamment des CDI au sein des entreprises où s'est déroulé le programme). A *contrario*, les bénéficiaires du CES enregistrent fréquemment une succession d'épisodes emploi/chômage, comprenant une forte récurrence d'emploi aidé. Les SIFE semblent donner des résultats meilleurs que ceux du CES.

Il nous paraît enfin important, dans cette conclusion, de mettre l'accent sur certaines insuffisances d'ordre "interrogation" dont les conséquences se sont reportées sur la mesure des impacts des programmes d'aide à l'emploi. Nous pensons qu'il est crucial de faire le lien 'enquête/ inférence statistique', étant la particularité de ces travaux d'évaluation où, le plus souvent, les auteurs traitent peu ou prou ces questions (annexes,...). Nous proposons diverses améliorations à apporter aux questionnaires. Celles-ci permettent non seulement de minimiser le temps de production des résultats mais également de supprimer les incohérences susceptibles d'exister au sein des parcours professionnels (*pré*, pendant et *post* traitements). Dans le panel, nous observons une forte dispersion des informations par types de transition et selon les types de programmes d'aide (par le biais de plusieurs questions-filtres). Les variables de résultat seront synthétisées automatiquement<sup>160</sup>.

### 1) Comment améliorer la pertinence du critère de maintien

Dans le questionnaire, les traités sont interrogés sur le fait qu'ils sont toujours salariés (ou non) dans les entreprises qui les a embauchés en programme de référence resp. aux dates des vagues 2002 et 2003. Or, concernant ceux recrutés en CIE/CDI, le maintien chez l'employeur d'origine constitue la continuité logique de ce type de contrat aidé. En revanche, un problème se pose : nous ne pouvons pas distinguer l'état d'un départ avant la fin de l'aide (Situation D), à l'issue (S) de celui de maintien partiel (M') : voir Section 6.7.1. Certains de ces participants ont été licenciés ou ont préféré quitter leur emploi, etc. Il aurait alors été plus pertinent de préciser si ces derniers étaient partis avant/après ou à l'issue de deux ans d'activité (durée de l'aide). Nous ne sommes pas dans l'obligation de chercher la date exacte. La prise en compte de cette nouvelle information et des éventuelles causes de départ permet une analyse plus complète des comportements des employeurs, quelle que soit le type de contrat aidé (CDI/CDD) : Section 6.7.2.

---

<sup>160</sup> Dans les documents de questionnaires, nous apportons l'ensemble de ces améliorations.

Nous montrons, par ailleurs, que l'évaluation conduite sur les caractéristiques des contrats occupés dans les entreprises formatrices après le traitement s'avère partielle (CDI, temps complet, salaire). Nous introduisons l'indicateur du "niveau de responsabilité" qui consiste à comparer le poste occupé par le traité pendant le programme avec celui lors du maintien (même poste, resp. avec des responsabilités plus élevées ou encore autre poste). D'une part, il est intéressant d'étendre cette information à l'ensemble des bénéficiaires (maintenus ou non) ; d'autre part, une éventuelle amélioration serait de préciser si cet "autre poste" correspond à celui lors du traitement (en termes de niveau de responsabilité). Un comportement de refuge contre le chômage de la part du demandeur d'emploi en acceptant un emploi de moindre importance, est en effet à craindre.

## 2) Taux de retour à l'emploi

Dans le panel, face au problème de surreprésentation des non traités en emploi avant la participation aux programmes (comparativement aux traités), on aurait dû prendre en considération l'état antérieur des demandeurs d'emploi sur le marché du travail comme variable de stratification afin d'obtenir des échantillons des bénéficiaires/éligibles non entrés équilibrés dans ce sens (sexe, âge, niveau de diplôme et ancienneté au chômage étant les variables de stratification retenues). Les impacts estimés en doubles différences et en doubles différences par appariement sont en effet très élevés (indicateur de taux de retour à l'emploi) : Section 6.6.3. Cette dernière proposition s'avère toutefois complexe compte tenu des incohérences entre les sources administratives (fichier ANPE) et l'optique enquête (DARES). Ce problème de suréchantillonnage est dû à cette dualité entre les sources. Nos éligibles non entrés sont tirés du fichier ANPE alors que notre situation *avant* est obtenue à partir de l'optique d'enquête. Cela explique ce halo de non traités qui n'a pas perdu le contact avec le monde du travail<sup>161</sup>. Selon Delvaux [2005] : "Près de trois allocataires de l'assurance chômage sur dix exercent une activité".

## 3) Caractéristiques des postes occupés

Reposer la question auprès des non traités concernant le type de contrat occupé à la date de la 1<sup>ère</sup> vague d'enquête est une nécessité pour les besoins de l'évaluation. Auprès de ces derniers, nous ne confirmons pas si le type de contrat à la date de la 1<sup>ère</sup> vague est le même que celui à la date d'embauche (contrairement à celui des traités). Ceci est très dommageable pour l'étude : *i*) les dates de recrutement des témoins peuvent être, dans certains cas, 'largement' antérieures à celles des bénéficiaires. *ii*) il se peut donc que ces éligibles non entrés soient dans un état initial en CDD et dans un état final en CDI (même emploi). Nous pouvons penser à d'autres configurations où il ne s'agit pas du même emploi et nous comparons alors des contrats non identiques. Paradoxalement, la durée du travail (temps complet/réduit) et la rémunération sont épargnées ; il en va de même pour les données de la 2<sup>ème</sup> vague.

---

<sup>161</sup> La suppression de la condition d'inscription à l'ANPE est, dans ce sens, favorable.

4) Les dates auxquelles nous mesurons les impacts ?

Dans nos données, "trois ans après la sortie" correspond au mieux à juin 2003. La date de fin des traitements étant décembre 1999, cela donne un intervalle de 3,5 ans. Il s'agit de la meilleure date possible pour la 2<sup>ème</sup> vague d'enquêtes qui s'est déroulée de mars à juillet 2003. Même en considérant mars 2003, nous dépassons les trois ans (3,25 ans), de même que pour la 1<sup>ère</sup> vague : 2,25 ans (mars-juin 2002). Dans cette dernière, la sélection optimale est juin 2002, ce qui atteint les 2,5 ans. L'intervalle entre les deux dates choisies est d'1 an (régulier). Lors de la programmation des deux vagues, il aurait été préférable de prendre en compte les 2 et 3 ans de la sortie des traités. L'inconvénient de la 1<sup>ère</sup> interrogation consiste en un effort de mémoire important (2,25 ans). Celle-ci aurait été au mieux conduite un an après ; et une 2<sup>ème</sup> à la seconde année. L'objectif est de réduire la dimension rétrospective et de la rendre proportionnelle.

Le problème de construction des indicateurs d'efficacité à ces dates est plus complexe. Cette construction obéit, d'une façon générale, aux contraintes que nous appelons de la 'sortie' :

i) *supprimer les biais de comparaison entre les traités/non traités liés à l'hétérogénéité des dates de collecte par groupes d'enquêtés.* Le déroulement des interrogations comporte en effet une durée incompressible (4 et 5 mois resp. pour la 1<sup>ère</sup> et la 2<sup>ème</sup> vagues). Lors des mesures des impacts, nous risquons de matcher des éligibles non entrés avec des bénéficiaires d'une façon erronée. Par exemple, certains témoins sont enquêtés lors du 1<sup>er</sup> mois et se déclarent au chômage, alors que des participants au traitement sont interrogés au dernier mois et sont en emploi. Néanmoins, il s'avère qu'à la date de collecte des données des traités (4<sup>ème</sup> mois), plusieurs de ces témoins occupent un emploi. En conséquence, nous fournissons une estimation imprécise de l'impact du programme. De plus, nous ne comparons pas les mêmes postes (caractéristiques : CDI/CDD/emploi aidé, temps complet/partiel et rémunération)<sup>162</sup>.

ii) *Comblent les données manquantes et éviter celles incohérentes entre les observations fournies par les transitions aux dates des vagues d'enquêtes et le calendrier rétrospectif (situations mois par mois).* La solution au problème (i) est de se baser sur ce dernier calendrier et d'imposer ainsi des dates communes. Celui-ci est construit à partir des informations collectées lors des deux vagues en indiquant les dates de début et de fin des différentes activités des traités/contrôle. Toutefois, ces deux sources comportent des observations non renseignées et soulèvent entre elles des incohérences.

iii) *Avoir un écart temporel régulier entre les dates à sélectionner.*<sup>163</sup>

---

<sup>162</sup> Nous pouvons penser à plusieurs configurations dans lesquelles ces problèmes sont réels : succession de deux emplois chez un même traité pendant cette campagne d'interrogation, etc.

<sup>163</sup> Une éventuelle autre solution face à l'hétérogénéité des dates de collecte réside dans la différenciation des mesures des impacts selon le calendrier de chaque interrogation : mars,..., juin 2002 (resp. 2003). Celle-ci réduit la taille des échantillons au risque de perdre de bons témoins (nuire à la qualité des appariements).

5) Retour sur le taux de retour à l'emploi

Dans le programme de construction de l'indicateur du taux de retour à l'emploi, nous faisons appel aux variables de confirmation de la dernière activité sur le marché du travail des traités et des non traités à la date de la 1<sup>ère</sup> vague. La 1<sup>ère</sup> question de la 2<sup>ème</sup> vague commence en effet par chercher à confirmer, chez ces derniers, leur situation à cette date. Il s'agit d'une question avec un recul d'1 an et qui obéit au calendrier des interrogations, comme nous l'avons expliqué dans la partie "*de sélection des dates auxquelles nous mesurons les impacts*" (mars-juin 2002), ce qui la rend 'précise'.

Par conséquent, nous interrogeons le traité '1' sur son activité en mars 2002, par exemple (nous sommes en mars 2003), le traité '2' sur son activité en avril 2002 (nous sommes en avril 2003), et ainsi de suite. Nous pensons qu'il aurait été plus pertinent de solliciter, dans un premier temps, la transition actuelle (2003) et de 'tracer' les parcours jusqu'à confirmation de l'état de départ. Il s'agit en effet du cas de la 1<sup>ère</sup> vague : activité à la date de celle-ci, période de passage par le traitement et situation avant sur le marché du travail.

Le traitement que nous apportons ne se fait pas au prix d'une modification des données (311 témoins, 270 CES, 120 CIE et 50 SIFE). Il s'agit du même sujet par date de collecte. Nous nous sommes invités à nous interroger sur les causes des changements des situations dont la procédure que nous proposons permet certainement d'en savoir plus. Une question pour cet effet est utile. Elle est absente du questionnaire.

Cette procédure et le fait de coïncider le calendrier des vagues d'enquêtes aux dates de la 1<sup>ère</sup> année de sortie des traités, de la 2<sup>ème</sup>, et ainsi de suite, permet par ailleurs de réduire l'effort de mémoire et de le rendre proportionnel à travers les traités et les non traités.

## 6.12 Annexe A :

Tableau A-I : Probabilité d'entrer en CES  
Modèle probit simple

Variable	1997		1998		1999	
	Paramètre					
<b>Constante</b>	-2,38***	0,4	-1,51***	0,55	0,94*	0,57
<b>Les caractéristiques individuelles</b>						
<b>Sexe (Réf. : Femme)</b>						
Homme	-0,32***	0,07	-0,01	0,09	0,05	0,06
<b>Age à l'entrée en dispositif</b>						
Age	0,11***	0,02	0,13***	0,03	-0,03	0,02
Age2	-0,00***	0,00	-0,00***	0,00	0,00*	0,00
<b>Niveau de qualification (Réf. : Baccalauréat général)</b>						
niv > V : aucun diplôme, CEP	0,48***	0,14	0,30*	0,17	0,09	0,12
CAP, BEP	0,25*	0,14	0,15	0,16	-0,09	0,12
BAC (pro et tech) ou BP	0,14	0,17	0,19	0,20	-0,09	0,15
BTS-DUT ou Deug	0,13	0,18	0,03	0,21	-0,05	0,16
Licence ou diplôme supérieur	-0,16	0,19	-0,36	0,23	-0,29	0,19
<b>Les difficultés particulières sur le marché du travail avant l'entrée</b>						
Handicap/Pb de santé reconnu	0,46***	0,11	0,42**	0,15	0,24	0,10
Discrimination selon l'origine	0,06	0,22	-0,24	0,24	0,31	0,13
Sans permis avant	0,04	0,10	-0,29**	0,12	-0,09	0,10
Voiture avant	0,21**	0,10	0,12	0,12	0,31**	0,10
A des problèmes de transports	-0,50***	0,08	-0,33***	0,10	-0,29***	0,08
<b>A des problèmes de logement (Réf. : sous locataire, logé à titre gratuit, logement collectif, etc.)</b>						
Propriétaire	-0,20**	0,09	0,09	0,11	-0,09	0,08
<b>Situation antérieure sur le marché du travail</b>						
<b>Parcours professionnel avant (Réf. : Toujours travaillé)</b>						
Emploi régulier puis chômage continu	-1,20***	0,11	-0,91***	0,14	-0,99***	0,11
Succession emplois-chômage	-1,09***	0,10	-0,58***	0,11	-0,60***	0,09
Uniquement le chômage	-0,36**	0,16	0,08	0,20	-0,21	0,14
Inactivité	-0,45***	0,10	-0,69***	0,12	-0,34***	0,10
<b>Caractéristiques du dernier emploi avant (Réf. : pas d'emploi avant)</b>						
Activité indépendante	0,14	0,23	0,23	0,28	0,31	0,20
CDI	0,07	0,15	-0,16	0,18	-0,10	0,14
CDD	0,56***	0,14	-0,28*	0,16	-0,02	0,11
Intérim, vacances	0,13*	0,17	-0,15	0,18	-0,06	0,14
Autre catégorie	0,56**	0,23	-0,07	0,32	0,76**	0,22
<b>A déjà effectué un contrat aidé</b>	0,13	0,10	0,32***	0,13	0,46***	0,09

Tab. A-I : Probabilité d'entrer en CES (suite)

Variable	Paramètre					
	1997		1998		1999	
<b>Les caractéristiques familiales (Réf. : Célibataire sans enfant)</b>						
Célibataire avec enfant	0,39***	0,12	0,05	0,16	0,22	0,11
Couple sans enfant	0,19*	0,11	0,25*	0,14	0,54***	0,10
couple avec enfant	0,39***	0,10	0,37***	0,13	0,48***	0,09
<b>La situation financière</b>						
Revenu du ménage avant l'entrée	-0,00***	0,00	-0,00***	0,00	-0,00***	0,00
Revenu au carré	0,00***	0,00	0,00***	0,00	0,00***	0,00
<b>Perception du RMI ou d'allocation chômage (Réf. : non bénéficiaire)</b>						
Bénéficiaire	0,08	0,07	-0,10	0,08	-0,17	0,06
<b>Les variables inédites</b>						
<b>Objectif avant l'entrée (Réf. : Trouver un emploi)</b>						
Suivre une formation	0,05	0,09	-0,04	0,11	-0,17	0,08
Autre objectif	-0,36**	0,25	-0,31	0,23	-0,59**	0,20
Aucun projet	-0,08	0,27	0,12	0,22	-0,05	0,17
<b>Sérieux de l'individu<sup>1</sup></b>						
Aucune démarche de recherche avant	-0,51***	0,24	-0,37*	0,21	-0,76***	0,17
<hr/>						
Nombre d'observations	2608		1322		1298	
Taille de la population des CES	584		621		554	
Taille de la population de contrôle	2024		701		744	
<hr/>						
Log vraisemblance	-1018,31		-719,35		-700,33	
Wald chi2(34)	558,71		334,54		265,52	
Prob>chi2	0,00		0,00		0,00	

Les écarts-types sont à droite du coefficient estimé ; \*\*\* : significatif au seuil de 1%, \*\* : 5% et \* : 10%.  
 (1) : Démarches de recherche hors celle ayant conduit au contrat aidé afin de réaliser son objectif (Réf. : envoi de candidatures, passer des concours de la fonction publique, mobilisation de son réseau social, etc. : Tab. 5.9).

Tab. A-II : Probabilité d'entrer en CIE 1997 (1998) et SIFE1999

Variable	Paramètre					
	1997		1998		1999	
<b>Constante</b>	0,78**	0,36	-2,48***	0,81	-1,79***	0,40
<b>Les caractéristiques individuelles</b>						
<b>Sexe (Réf. : Femme)</b>						
Homme	0,18***	0,05	0,52***	0,12	-0,06	0,07
<b>Age à l'entrée en dispositif</b>						
Age	-0,05***	0,02	0,13***	0,04	0,07***	0,02
Age2	0,00***	0,00	-0,00**	0,00	-0,00**	0,00
<b>Niveau de qualification (Réf. : Baccalauréat général)</b>						
niv > V : aucun diplôme, CEP	0,00	0,11	-0,07	0,26	0,32**	0,13
CAP, BEP	0,08	0,10	0,03	0,25	0,29**	0,13
BAC (pro et tech) ou BP	0,02	0,12	0,20	0,28	0,08	0,15
BTS-DUT ou Deug	0,12	0,12	0,54*	0,29	0,12	0,17
Licence ou diplôme supérieur	-0,14	0,13	-0,15	0,31	0,18	0,18
<b>Les difficultés particulières sur le marché du travail</b>						
Handicap/Pb de santé reconnu	0,21**	0,09	0,31	0,24	0,91***	0,11
Discrimination selon l'origine	-0,65***	0,23	0,12	0,36	0,90***	0,15
Sans permis avant	-0,48***	0,09	-0,48**	0,19	-0,35***	0,10
Voiture avant	0,29***	0,08	0,28	0,18	0,01	0,10
A des problèmes de transports	-0,44***	0,07	-0,59***	0,16	-0,26***	0,08
<b>A des problèmes de logement (Réf. : sous locataire, logé à titre gratuit, logement collectif, etc.)</b>						
Propriétaire	-0,16**	0,06	-0,44***	0,17	-0,10	0,09
<b>Situation antérieure sur le marché du travail</b>						
<b>Parcours professionnel avant (Réf. : Toujours travaillé)</b>						
Emploi régulier puis chômage continu	-0,85***	0,08	-0,81***	0,18	-0,58***	0,12
Succession emplois-chômage	-0,36***	0,07	-0,52***	0,15	-0,15	0,11
Uniquement le chômage	-0,06	0,12	0,02	0,30	0,73***	0,18
Inactivité	-0,59***	0,08	-0,77***	0,17	-0,68***	0,11
<b>Caractéristiques du dernier emploi avant (Réf. : pas d'emploi avant)</b>						
Activité indépendante	0,31*	0,17	-0,31	0,39	0,26	0,27
CDI	0,10	0,11	-0,15	0,26	0,33**	0,15
CDD	0,18*	0,11	-0,74***	0,26	0,02	0,14
Intérim, vacations	0,07	0,12	-0,40	0,27	0,24*	0,16
Autre catégorie	0,08	0,20	-0,46	0,40	0,32	0,34
<b>A déjà effectué un contrat aidé</b>	0,03	0,08	-0,09	0,19	0,24**	0,11

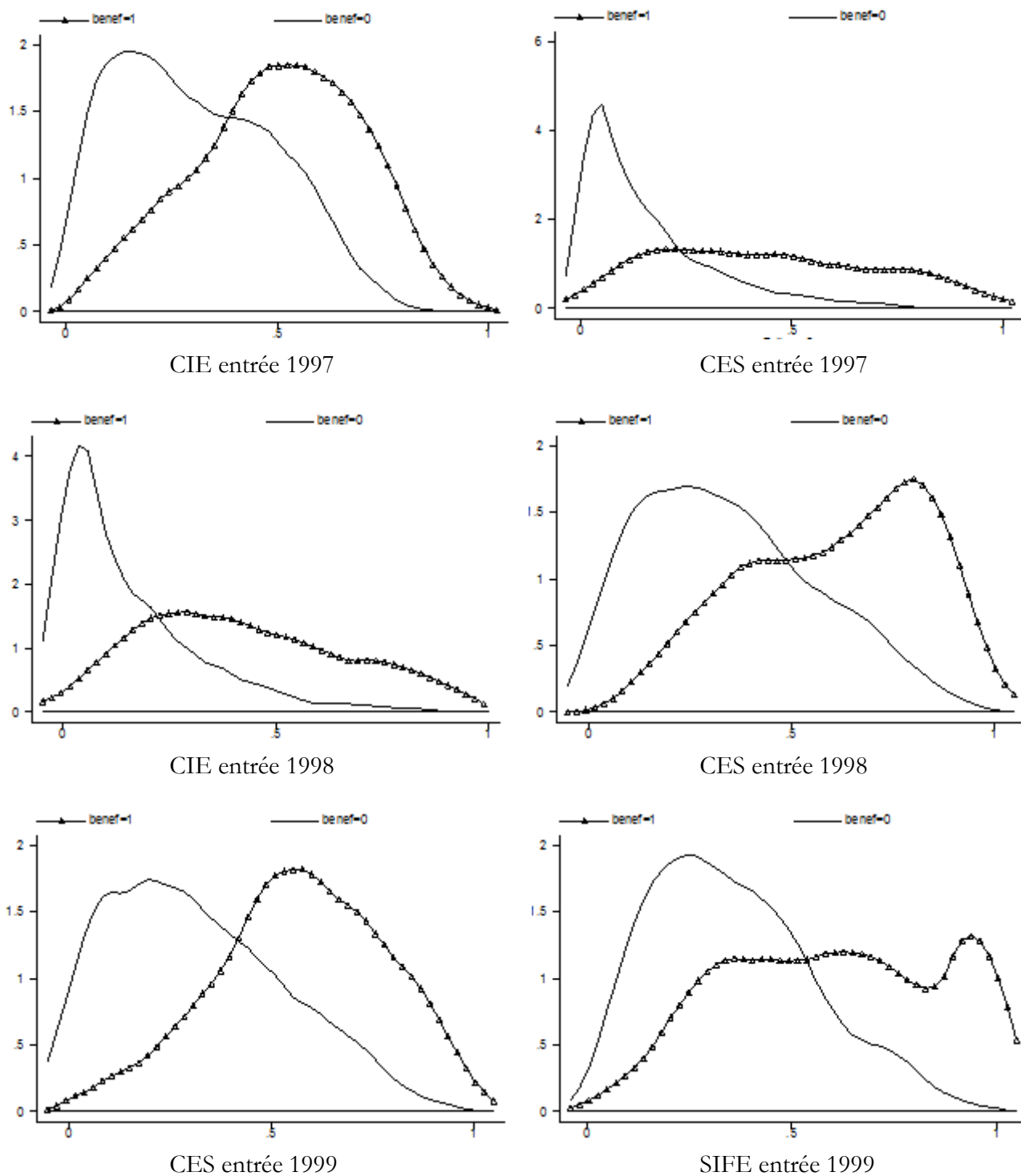
Tab. A-II : Probabilité d'entrer en CIE 1997/1998 et SIFE1999 (suite)

Variable	Paramètre					
	1997		1998		1999	
<b>Les caractéristiques familiales (Réf. : Célibataire sans enfant)</b>						
Célibataire avec enfant	0,71***	0,10	-0,16	0,24	0,34***	0,12
Couple sans enfant	0,29***	0,08	0,30*	0,17	0,07	0,11
couple avec enfant	0,36***	0,08	0,20	0,18	0,33***	0,11
<b>La situation financière</b>						
Revenu du ménage avant l'entrée	-0,00***	0,00	-0,00***	0,00	0,00***	0,00
Revenu au carré	0,00**	0,00	0,00***	0,00	-0,00*	0,00
<b>Perception du RMI ou d'allocation chômage (Réf. : non bénéficiaire)</b>						
Bénéficiaire	-0,22***	0,05	-0,28**	0,12	0,03	0,07
<b>Les variables inédites</b>						
<b>Objectif avant l'entrée (Réf. : Trouver un emploi)</b>						
Suivre une formation	-0,17**	0,08	-0,15*	0,17	0,53***	0,08
Autre objectif	-0,72***	0,17	-1,03**	0,45	-0,62***	0,20
Aucun projet	-0,24	0,17	-0,51	0,43	-0,73***	0,22
<b>Sérieux de l'individu <sup>1</sup></b>						
Aucune démarche de recherche avant	0,36***	0,13	0,28	0,34	0,02	0,18
<b>Statistiques descriptives</b>						
Nombre d'observations	3251		891		2786	
Taille de la population des CIE	1228		190		-	
Taille de la population des SIFE	-		-		1488	
Taille de la population de contrôle	2024		701		744	
<b>Tests de qualité de l'ajustement</b>						
Log-vraisemblance	-1808,97		-340,52		-1458,33	
Wald chi2(34)	565,27		177,03		706,04	
Prob > chi2	0,00		0,00		0,00	

Les écarts-types sont à droite du coefficient estimé ; \*\*\* : significatif au seuil de 1%, \*\* : 5% et \* : 10%.  
 (1) : Démarches de recherche hors celle ayant conduit au contrat aidé afin de réaliser son objectif (Réf. : envoi de candidatures, passer des concours de la fonction publique, mobilisation de son réseau social, etc. : Tab. 5.9).



Graph. 6.2 : Distribution empirique des scores de propension



Série de modèles probit simples

$$\Pr (T = 1/X)$$

**Tableau B-I : Probabilité d'entrer en CES**  
**Modèle probit multinomial**

Variable	Paramètre					
	1997		1998		1999	
<b>Constante</b>	-2,94***	0,58	-2,14***	-0,73	0,49	0,46
<b>Les caractéristiques individuelles</b>						
<b>Sexe (Réf. : Femme)</b>						
Homme	-0,42***	0,08	-0,03	0,12	0,06	0,10
<b>Age à l'entrée en dispositif</b>						
Age	0,12***	0,03	0,18***	0,04	-0,00	0,02
Age2	-0,00**	0,00	-0,00***	0,00	0,00	0,00
<b>Niveau de qualification (Réf. : Baccalauréat général)</b>						
niv > V : aucun diplôme, CEP	0,59***	0,18	0,34	0,23	0,21	0,19
CAP, BEP	0,35**	0,18	0,16	0,22	-0,03	0,19
BAC (pro et tech) ou BP	0,17	0,21	0,22	0,26	-0,06	0,21
BTS-DUT ou Deug	0,13	0,21	-0,03	0,28	-0,06	0,24
Licence ou diplôme supérieur	-0,22	0,24	-0,56*	0,31	-0,32	0,27
<b>Les difficultés particulières sur le marché du travail avant l'entrée</b>						
Handicap/Pb de santé reconnu	0,64***	0,13	0,61***	0,2	0,23	0,17
Discrimination selon l'origine	0,04	0,28	-0,19	0,33	0,15	0,23
Sans permis avant	-0,01	0,13	-0,36**	0,16	-0,24	0,14
Voiture avant	0,29**	0,13	0,18	0,16	0,37***	0,14
A des problèmes de transports	-0,63***	0,10	-0,45***	0,14	-0,24**	0,11
<b>A des problèmes de logement (Réf. : sous locataire, logé à titre gratuit, logement collectif, etc.)</b>						
Propriétaire	-0,28***	0,10	-0,13	0,15	-0,01	0,13
<b>Situation antérieure sur le marché du travail</b>						
<b>Parcours professionnel avant (Réf. : Toujours travaillé)</b>						
Emploi régulier puis chômage continu	-1,31***	0,12	-1,20***	0,18	-1,26***	0,17
Succession emplois-chômage	-1,09***	0,10	-0,75***	0,14	-0,77***	0,14
Uniquement le chômage	-0,2	0,19	0,17	0,26	-0,24	0,23
Inactivité	-0,54***	0,12	-0,92***	0,16	-0,44***	0,15
<b>Caractéristiques du dernier emploi avant (Réf. : pas d'emploi avant)</b>						
Activité indépendante	0,16	0,27	0,30	0,37	0,42	0,33
CDI	-0,03	0,17	-0,18	0,24	-0,14	0,20
CDD	0,64***	0,16	-0,41*	0,21	-0,06	0,18
Intérim, vacances	0,08	0,20	-0,23	0,25	-0,16	0,21
Autre catégorie	0,63**	0,28	-0,14	0,42	0,77*	0,40
<b>A déjà effectué un contrat aidé</b>	0,15	0,12	0,44***	0,17	0,55***	0,14

(suite) Tab. B-I : Probabilité d'entrer en CES

Variable	Paramètre					
	1997		1998		1999	
<b>Les caractéristiques familiales (Réf. : Célibataire sans enfant)</b>						
Célibataire avec enfant	0,50***	0,15	0,05	0,21	0,16	0,17
Couple sans enfant	0,2	0,13	0,30*	0,18	0,60***	0,15
couple avec enfant	0,46***	0,11	0,50***	0,17	0,47***	0,14
<b>La situation financière</b>						
Revenu du ménage avant l'entrée	-0,00***	0,00	-0,00***	0,00	-0,00***	0,00
Revenu au carré	0,00***	0,00	0,00***	0,00	0,00***	0,00
<b>Perception du RMI ou d'allocation chômage (Réf. : non bénéficiaire)</b>						
Bénéficiaire	0,12	0,08	-0,15	0,11	-0,14	0,09
<b>Les variables inédites</b>						
<b>Objectif avant l'entrée (Réf. : Trouver un emploi)</b>						
Suivre une formation	0,10	0,11	-0,03	0,15	-0,22*	0,13
Autre objectif	-0,87***	0,32	-0,44	0,32	-0,77***	0,29
Aucun projet	-0,34	0,26	0,09	0,29	-0,46**	0,24
<b>Sérieux de l'individu<sup>1</sup></b>						
Aucune démarche de recherche avant	-0,53**	0,22	-0,43	0,27	-1,06***	0,24
<hr/>						
Nombre d'observations	3837		1510		2786	
Taille de la population des CES	584		619		544	
Taille de la population des CIE	1229		190		-	
Taille de la population des SIFE	-		-		1488	
Taille de la population de contrôle	2024		701		744	
<hr/>						
Log vraisemblance	-3142,15		-1212,15			
wald chi2(68)			461,25		940,32	
Prob>chi2	0,00		0,00		0,00	

Les écarts-types sont à droite du coefficient estimé ; \*\*\* : significatif au seuil de 1%, \*\* : 5% et \* : 10%.  
 (1) : Démarches de recherche hors celle ayant conduit au contrat aidé afin de réaliser son objectif (Réf. : envoi de candidatures, passer des concours de la fonction publique, mobilisation de son réseau social, etc. : Tab. 5.9).

Tableau B-II : Probabilité d'entrer en CIE 1997 (1998) et SIFE1999

Variable	Paramètre					
	1997		1998		1999	
<b>Constante</b>	1,00**	0,49	-3,04**	0,94	-2,27***	0,56
<b>Les caractéristiques individuelles</b>						
<b>Sexe (Réf. : Femme)</b>						
Homme	0,25***	0,07	0,66***	0,14	-0,06	0,09
<b>Age à l'entrée en dispositif</b>						
Age	-0,07**	0,03	0,16***	0,05	0,09***	0,03
Age2	0,00**	0,00	-0,00***	0,00	-0,00**	0,00
<b>Niveau de qualification (Réf. : Baccalauréat général)</b>						
niv > V : aucun diplôme, CEP	0,04	0,14	0,10	0,3	0,39**	0,17
CAP, BEP	0,12	0,14	0,19	0,3	0,38**	0,17
BAC (pro et tech) ou BP	0,06	0,16	0,40	0,34	0,11	0,19
BTS-DUT ou Deug	0,21	0,16	0,74**	0,35	0,19	0,21
Licence ou diplôme supérieur	-0,17	0,18	-0,11	0,38	0,21	0,23
<b>Les difficultés particulières sur le marché du travail</b>						
Handicap/Pb de santé reconnu	0,29**	0,12	0,33	0,25	1,26***	0,16
Discrimination selon l'origine	-0,83***	0,29	-0,04	0,42	1,25***	0,14
Sans permis avant	-0,63***	0,12	-0,72***	0,21	-0,41***	0,13
Voiture avant	0,40***	0,11	0,26	0,2	0,07	0,13
A des problèmes de transports	-0,61***	0,09	-0,65***	0,18	-0,40***	0,10
<b>A des problèmes de logement (Réf. : sous locataire, logé à titre gratuit, logement collectif, etc.)</b>						
Propriétaire	-0,17	-0,09	-0,41**	0,18	-0,13	0,11
<b>Situation antérieure sur le marché du travail</b>						
<b>Parcours professionnel avant (Réf. : Toujours travaillé)</b>						
Emploi régulier puis chômage continu	-1,19***	0,11	-1,09***	0,21	-0,79***	0,16
Succession emplois-chômage	-0,52***	0,09	-0,69***	0,18	-0,21	0,14
Uniquement le chômage	-0,13	0,16	0,05	0,34	0,80***	0,22
Inactivité	-0,85***	0,10	-0,98***	0,20	-0,86***	0,14
<b>Caractéristiques du dernier emploi avant (Réf. : pas d'emploi avant)</b>						
Activité indépendante	0,39*	0,22	-0,14	0,44	0,33	0,33
CDI	0,14	0,15	-0,11	0,29	0,45**	0,19
CDD	0,26*	0,14	-0,74***	0,29	0,04	0,17
Intérim, vacances	0,07	0,16	-0,34	0,31	0,33*	0,20
Autre catégorie	0,10	0,27	-0,26	0,49	0,58	0,41
<b>A déjà effectué un contrat aidé</b>	0,03	0,1	-0,02	0,22	0,31**	0,13

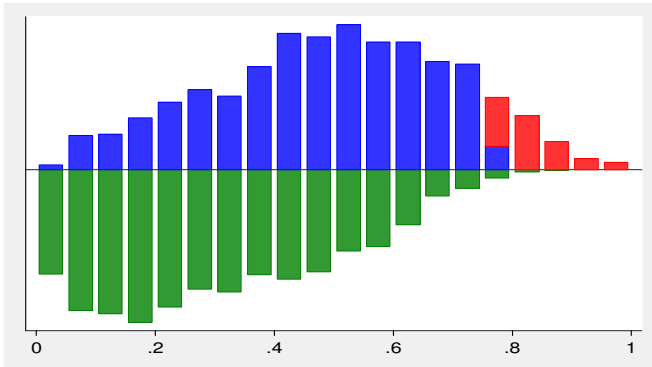
Tab. B-II : Probabilité d'entrer en CIE 1997/1998 et SIFE1999 (suite)

Variable	Paramètre					
	1997		1998		1999	
<b>Les caractéristiques familiales (Réf. : Célibataire sans enfant)</b>						
Célibataire avec enfant	0,98***	0,13	-0,1	0,28	0,46***	0,16
Couple sans enfant	0,41***	0,11	0,37*	0,21	0,12	0,14
couple avec enfant	0,50***	0,1	0,25	0,22	0,42***	0,13
<b>La situation financière</b>						
Revenu du ménage avant l'entrée	-0,00***	0,00	0,00	0,00	-0,00***	0,00
Revenu au carré	0,00**	0,00	0,00	0,00	0,00*	0,00
<b>Perception du RMI ou d'allocation chômage (Réf. : non bénéficiaire)</b>						
Bénéficiaire	-0,30***	0,07	-0,33**	0,13	0,07	0,09
<b>Les variables inédites</b>						
<b>Objectif avant l'entrée (Réf. : Trouver un emploi)</b>						
Suivre une formation	-0,25**	0,1	-0,29	0,2	0,68***	0,10
Autre objectif	-0,99***	0,24	-1,34**	0,58	-0,86***	0,27
Aucun projet	-0,27	0,21	-0,42	0,41	-1,24***	0,26
<b>Sérieux de l'individu<sup>1</sup></b>						
Aucune démarche de recherche avant	0,49***	0,17	0,18	0,33	-0,70***	0,19
<hr/>						
Nombre d'observations	3837		1510		2786	
Taille de la population des CES	584		619		544	
Taille de la population des CIE	1229		190		-	
Taille de la population des SIFE	-		-		1488	
Taille de la population de contrôle	2024		701		744	
<hr/>						
Log-vraisemblance	-3142,15		-1212,15			
Wald chi2(68)			461,25		940,32	
Prob > chi2	0,00		0,00		0,00	

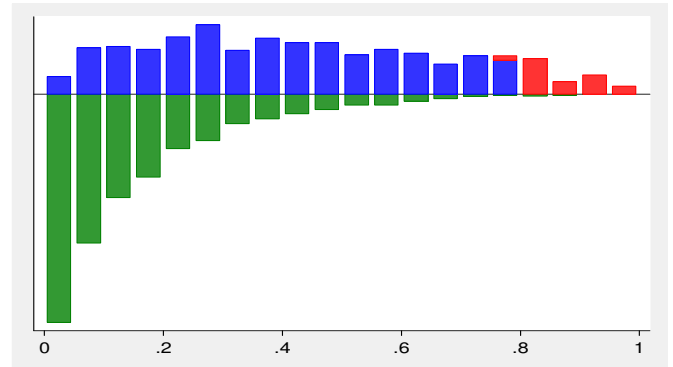
Les écarts-types sont à droite du coefficient estimé ; \*\*\* : significatif au seuil de 1%, \*\* : 5% et \* : 10%.  
 (1) : Démarches de recherche hors celle ayant conduit au contrat aidé afin de réaliser son objectif (Réf. : envoi de candidatures, passer des concours de la fonction publique, mobilisation de son réseau social, etc. : Tab. 5.9).

Graph. 6.3 : Supports communs selon les ratios des scores de propension à un trimming de 10%.

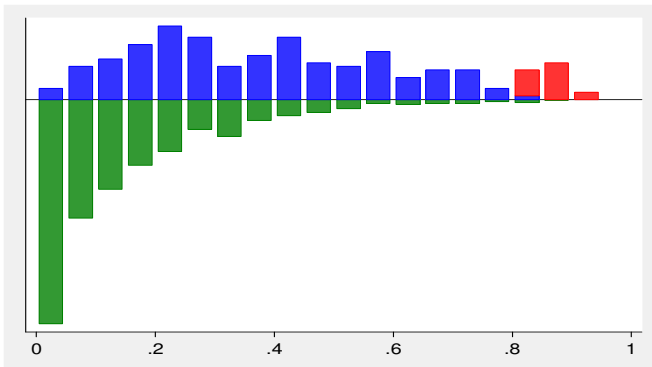
CIE/Contrôle (entrée 1997)



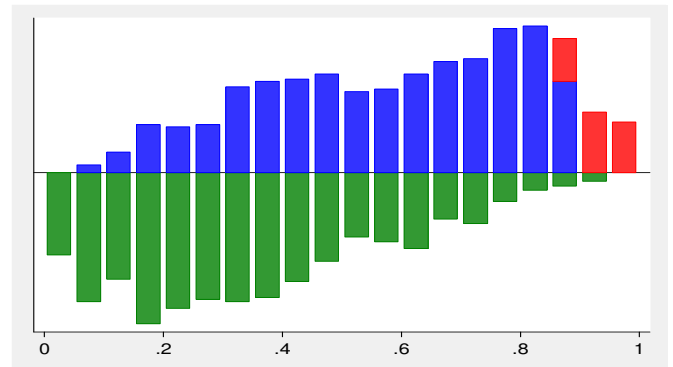
CES/Contrôle (entrée 1997)



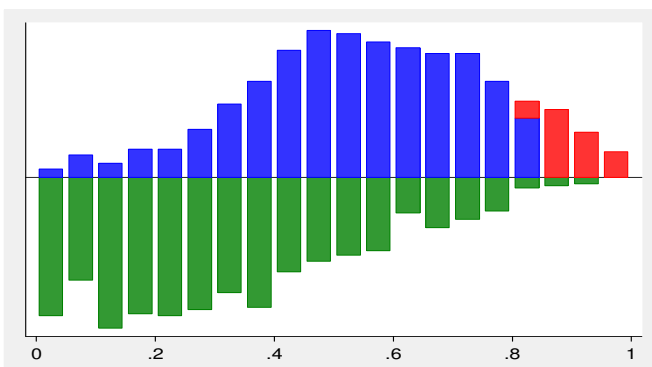
CIE/Contrôle (entrée 1998)



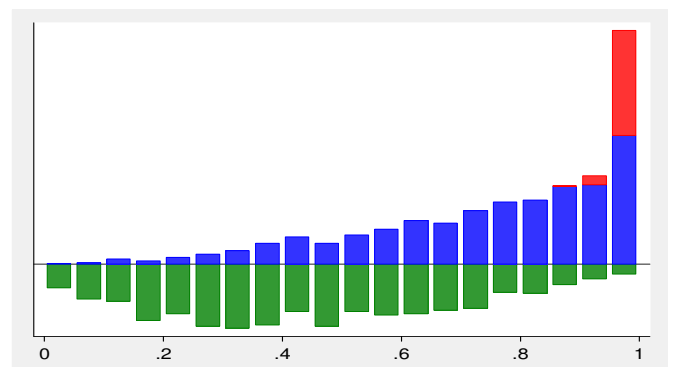
CES/Contrôle (entrée 1998)



CES/Contrôle (entrée 1999)



SIFE/Contrôle (entrée 1999)



Ratio des scores de propension :  $P^{k/k'} = \frac{P^k(X)}{P^k(X) + P^{k'}(X)}$  ;  $k = \text{CIE, CES, SIFE}$   
et le non traitement.

Tableau C-I : Probabilité d'entrer en CIE/CES 1997(1998) et CES/SIFE1999

Variable	Paramètre					
	CIE/CES 1997		CIE/CES 1998		CES/SIFE 1999	
<b>Constante</b>	3,46***	0,55	-0,60	0,78	2,00***	0,46
<b>Les caractéristiques individuelles</b>						
<b>Sexe (Réf. : Femme)</b>						
Homme	0,57***	0,07	0,61***	0,12	0,08	0,07
<b>Age à l'entrée en dispositif</b>						
Age	-0,16***	0,03	-0,03	0,04	-0,07**	0,02
Age2	0,00***	0,00	-0,00*	0,00	0,00**	0,00
<b>Niveau de qualification (Réf. : Baccalauréat général)</b>						
niv > V : aucun diplôme, CEP	-0,48***	0,17	-0,12	0,26	-0,09	0,14
CAP, BEP	-0,24	0,17	0,08	0,25	-0,26	0,14
BAC (pro et tech) ou BP	-0,12	0,19	0,26	0,28	-0,05	0,17
BTS-DUT ou Deug	0,07	0,19	0,67*	0,31	-0,17	0,18
Licence ou diplôme supérieur	-0,01	0,23	0,36	0,35	0,43*	0,22
<b>Les difficultés particulières sur le marché du travail</b>						
Handicap/Pb de santé reconnu	-0,34***	0,11	-0,16	0,18	-0,72***	0,10
Discrimination selon l'origine	-0,75**	0,30	0,04	0,33	-0,82***	0,13
Sans permis avant	-0,53***	0,12	-0,38*	0,18	0,11	0,11
Voiture avant	0,06	0,11	0,06	0,16	0,25*	0,11
A des problèmes de transports	0,03	0,09	-0,21	0,14	0,16	0,09
<b>A des problèmes de logement (Réf. : sous locataire, logé à titre gratuit, logement collectif, etc.)</b>						
Propriétaire	0,15*	0,09	-0,19	0,14	0,08	0,09
<b>Situation antérieure sur le marché du travail</b>						
<b>Parcours professionnel avant (Réf. : Toujours travaillé)</b>						
Emploi régulier puis chômage continu	0,12	0,11	0,01	0,18	-0,39**	0,12
Succession emplois-chômage	0,40***	0,08	0,04	0,14	-0,43***	0,10
Uniquement le chômage	-0,02	0,16	-0,01	0,27	-0,80***	0,16
Inactivité	-0,61***	0,15	-0,22	0,22	0,22	0,14
<b>Caractéristiques du dernier emploi avant (Réf. : pas d'emploi avant)</b>						
Activité indépendante	0,15	0,23	-0,30	0,32	0,16	0,23
CDI	0,14	0,15	0,06	0,24	-0,43**	0,15
CDD	-0,30*	0,14	-0,21	0,23	-0,07	0,13
Intérim, vacances	0,01	0,17	-0,02	0,25	-0,36*	0,16
Autre catégorie	-0,46	0,26	-0,01	0,38	0,08	0,23
<b>A déjà effectué un contrat aidé</b>	-0,13	0,11	-0,32	0,18	0,24*	0,10

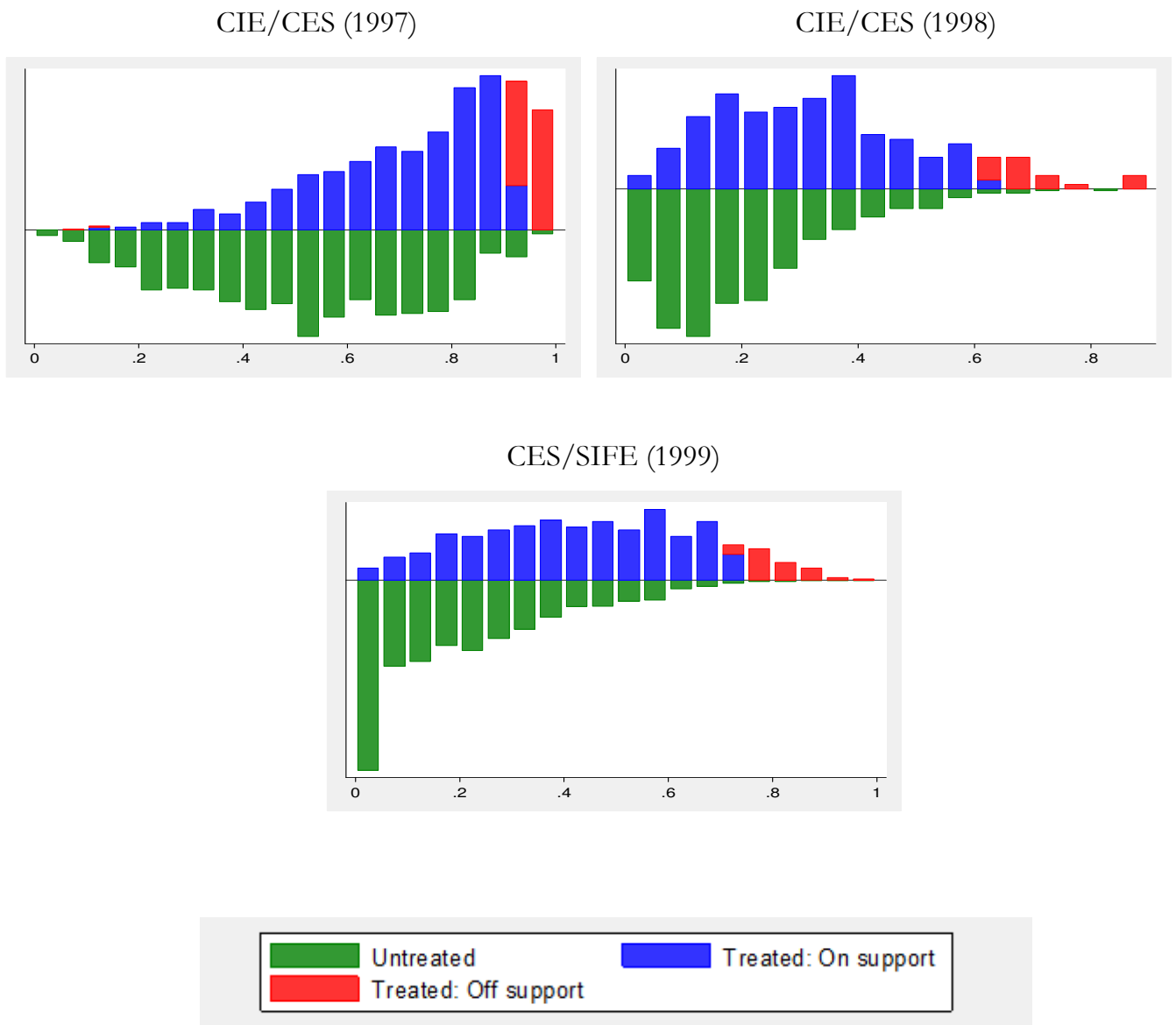
(Suite) Tab. C-I : Probabilité d'entrer en CIE/CES 1997(1998) et CES/SIFE1999

Variable	Paramètre					
	1997		1998		1999	
<b>Les caractéristiques familiales (Réf. : Célibataire sans enfant)</b>						
Célibataire avec enfant	0,40**	0,12	-0,16	0,23	-0,30*	0,12
Couple sans enfant	0,17	0,11	-0,02	0,18	0,38**	0,12
couple avec enfant	0,02	0,10	-0,21	0,18	0,01	0,10
<b>La situation financière</b>						
Revenu du ménage avant l'entrée	0,00***	0,00	0,00***	0,00	-0,00***	0,00
Revenu au carré	-0,00**	0,00	-0,00**	0,00	0,00**	0,00
<b>Perception du RMI ou d'allocation chômage (Réf. : non bénéficiaire)</b>						
Bénéficiaire	-0,38***	0,07	-0,17	0,11	-0,15*	0,07
<b>Les variables inédites</b>						
<b>Objectif avant l'entrée (Réf. : Trouver un emploi)</b>						
Suivre une formation	-0,33**	0,10	-0,29	0,16	-0,67***	0,09
Autre objectif	0,04	0,33	-0,77	0,56	-0,03	0,25
Aucun projet	0,67**	0,26	-0,18	0,38	0,26	0,24
<b>Sérieux de l'individu<sup>1</sup></b>						
Aucune démarche de recherche avant	1,15***	0,21	0,45	0,31	-0,45*	0,21
<b>Statistiques descriptives</b>						
Nombre d'observations	1811		809		2042	
CIE	1227		190		-	
CES	584		619		554	
SIFE	-		-		1488	
<b>Tests de qualité de l'ajustement</b>						
Log-vraisemblance	-913,21		-380,44		-923,21	
Wald chi2(34)	387,46		102,32		385,92	
Prob > chi2	0,00		0,00		0,00	

Les écarts-types sont à droite du coefficient estimé ; \*\*\* : significatif au seuil de 1%, \*\* : 5% et \* : 10%.  
 (1) : Démarches de recherche hors celle ayant conduit au contrat aidé afin de réaliser son objectif (Réf. : envoi de candidatures, passer des concours de la fonction publique, mobilisation de son réseau social, etc. : Tab. 5.9).



Graph. 6.4 : Supports communs selon un trim de 10%  
(par type de traitement et date d'entrée)



CIE/CES (1997/1998) : CES est le groupe de contrôle.

CES/SIFE (1999) : SIFE est le groupe de contrôle

Discussion :

Nous discutons le choix des variables de conditionnement et la plausibilité de l'hypothèse de sélection sur les observables. Dans le chap. 5, nous avons en effet présélectionné et construit des covariables potentielles pour l'estimation des scores de propension : description, choix des différentes modalités de réf, croisement de certaines variables, etc. Nous nous sommes appuyés sur la théorie économique et les travaux empiriques en vigueur pour expliquer le comportement de participation à la politique active de l'emploi. Nous pouvons inclure *a priori* toutes ces variables étant à notre égard importantes (pour la démarche statistique de l'évaluation). Heckman, Ichimura et Todd [1997] et Dehejia et Wahba [1999] montrent que l'omission notamment de variables pertinentes peut sérieusement augmenter les biais de sélection. La question qui se pose en revanche maintenant est de savoir si nous avons sélectionné trop ou trop peu de variables. Rosenbaum [2002] montre les inconvénients liés à la réduction du nombre de covariables. Introduire beaucoup de variables peut Inversement avoir des conséquences néfastes sur l'évaluation à plusieurs titres<sup>164</sup>. Nous devons en outre réussir l'estimation d'un score qui équilibre la distribution des caractéristiques observables dans les échantillons des traités et ceux de contrôle (voir Section 6.13). Ces caractéristiques observables retenues permettent-elles enfin la justification d'un cadre d'évaluation sous l'hypothèse de sélection sur les observables.

Dans la littérature, une première approche a pour principe de se baser sur le test de significativité des coefficients estimés. Il s'agit d'un processus itératif d'estimation de modèles chaque fois augmentés., Une variable ajoutée sera ainsi retenue si elle est significativement non nulle au seuil fixé. Une 2<sup>ème</sup> alternative consiste par ailleurs à recourir au test utilisé par Heckman, Smith et Todd [1998]. Ce test dit « *hit-or-miss* », a pour approche de se baser sur la sélection des variables qui maximisent l'écart entre le score prédit et celui observé dans l'échantillon. Nous attribuons la valeur 1 si la probabilité estimée est supérieur à la proportion des individus qui reçoit le traitement, 0 sinon. En conséquence, nous maximisons le taux obtenu pour l'ensemble de la population.

Si la première approche consiste à sélectionner que les variables significatives, il est intuitif que la combinaison de ces deux dernières approches s'avère très éclaircissante. Bryson, Dorset et Purdon [2002] montrent enfin qu'introduire des variables non significatives ne biaise pas l'estimation du score, elle peut toutefois accroître sa variance. Nous définissons une fonction  $h$  de forme polynômiale. Nous testons de la spécification la plus simple en retenant à l'âge, le sexe, le diplôme, etc. (la constante est incluse par défaut dans le modèle) jusqu'au modèle le plus complet possible. Nous introduisons des effets croisés et différents types de découpage des variables polytomiques. La spécification retenue est celle des variables mobilisées suite à ces deux stratégies. Elles ont été en effet sélectionnées *en amont* (chap. 5).

---

<sup>164</sup> Voir Sect. 6.3.

Plausibilité de l'hypothèse de sélection sur les observables :

Seules les variables qui influencent simultanément la décision de participation et la variable de résultat doivent être incluses dans le calcul du score de propension ( $Y_{1i}, Y_{0i}$ )  $\parallel T_i / X_i$ ). Il s'agit de l'interprétation de l'hypothèse d'indépendance conditionnelle (CIA). Celle-ci ne peut être testée statistiquement ; de même pour l'hypothèse de sélection sur observables. Ce dernier cadre d'évaluation exige généralement l'introduction de plus de variables possibles afin qu'il soit plausible, notamment des variables qui vérifient sa stratégie d'identification : CIA. Nous devons en conséquence montrer que l'ensemble des variables que retenons est suffisamment riche pour expliquer toute forme de dépendance statistique entre le choix de participation à un traitement et les gains attendus de ce choix. Plus spécifiquement, la prise en compte de trois sous-ensembles d'information permet de légitimer ce cadre d'évaluation :

i) variables relatant la situation antérieure des demandeurs d'emploi sur le marché du travail avec précision (situation *juste avant*, situation *avant*, avoir bénéficié d'un contrat aidé *avant* et catégorie du dernier emploi *avant*). Celles-ci peuvent en effet rendre compte d'un état de dépendance et sont *a priori* corrélées aux caractéristiques inobservées des bénéficiaires/témoins.

iii) caractéristiques individuelles reflétant les principaux critères d'éligibilité aux traitements à évaluer : âge à la date de participation et non celui à la date de l'échantillonnage, niveau de diplôme le plus élevé atteint *juste avant* l'entrée, le fait d'être bénéficiaire du RMI/Allocation chômage au moment du passage, avoir un problème de santé/handicap *reconnu*.

ii) ensemble de caractéristiques sociodémographiques discriminantes : célibataire/en couple (et non le statut marital), croisement de cette première information avec le fait d'avoir des enfants à charge (célibataire avec des enfants à charge, couple avec des enfants à charges, etc.), victime de discrimination selon l'origine (et non tout simplement la nationalité : (=1 français, 0 sinon), possède un moyen de transport *personnel auto/moto* (et non seulement la voiture), etc.

iii) variables pouvant rendre compte en partie l'hétérogénéité inobservée (*objectif avant* ce qui signifie le *sérieux* du participant à travers du projet professionnel recherché lors de la participation, démarche de recherche *avant* c'est-à-dire sa motivation et son empressement à trouver un emploi).

## 6.13 Annexe B : Test de score équilibrant

Dans la littérature, différents tests sont disponibles et fréquemment utilisés : calcul du biais standardisé (Rosenbaum et Rubin [1985]), t-test (Rosenbaum et Rubin [1985]), pseudo-R2 test (Sianesi [2004]), test de stratification (Dehejia et Wahba [1999], [2002]) et le test  $\chi^2$ . Leurs résultats doivent néanmoins être considérés avec prudence comme le montrent Imai et al. [2008]. Nous présentons la procédure du test de stratification et celui du  $\chi^2$  que nous retenons : il s'agit d'une stratégie de double tests. Le test de  $\chi^2$  semble en effet plus robuste que celui de stratification. Leur procédure est semblable. Ce qui constitue l'avantage de les combiner. Nous insistons sur leurs limites et nous exposons l'avantage de la commande Stata la plus appropriée pour cet effet.

L'hypothèse nulle du test de score de propension équilibrant est :  $X \perp T/P(X)$ . L'hypothèse nulle de test de stratification de Dehejia et Wahba [2002] ne constitue qu'une implication nécessaire mais pas suffisante de celle de test de score équilibrant.

$$\begin{cases} H_0 : E(X/T = k, P(X)) = E(X/T = k', P(X)) \\ H_1 : E(X/T = k, P(X)) \neq E(X/T = k', P(X)) \end{cases}$$

$H_0$  [Dehejia et Wahba (2002)] implique en effet l'égalité des moyennes des  $X$  entre les traités et les non traités. Accepter  $H_0$  ne signifie pas en conséquence que la propriété de score équilibrant soit satisfaite alors que la rejeter permet d'affirmer que cette dernière n'est pas valide.

L'inconvénient de ce test est qu'il ne permet pas d'effectuer un test global joint de l'égalité des moyennes pour l'ensemble des variables explicatives, contrairement à celui du  $\chi^2$ . Ce dernier (nullité jointe de la différence des moyennes des variables observables entre les traités et les non traités) est alors vivement recommandé.

La procédure de test de stratification (Dehejia et Wahba [2002]) consiste en  $t$  sous-tests après avoir défini le nombre optimal de blocs. Dans un premier temps, nous estimons le score de propension basé sur la spécification retenue. Dans un second temps, nous déterminons la région du support commun. Nous divisons enfin celle-ci en  $s$  strates de façon optimale. Cette stratification optimale est déterminée, en testant au sein de chaque bloc (toujours à l'aide de ce test néanmoins basé sur le score de propension), si la moyenne des probabilités dans le bloc en question pour les non traités est la même que celle pour les traités. Si le test est accepté, on passe au bloc suivant, sinon on le divise en deux (blocs) symétriques autour de la moyenne du score. Nous retestons ensuite l'égalité des moyennes dans le bloc supérieur et ainsi de suite. Arrivé au bout de cette démarche, un nombre optimal de blocs est défini.

Les  $t$  sous-tests : au sein de chaque bloc, pour chaque variable explicative, nous testons l'égalité des moyennes entre les traités et les non traités. Si cette égalité des moyennes est rejetée pour une des variables dans un bloc, l'hypothèse nulle est rejetée. Sinon, on l'accepte, c'est-à-dire tous les

tests d'égalité des moyennes dans chacun des blocs n'ont pas été rejeté. Dans la première situation, une re-spécification du modèle est nécessaire, en suivant cette dernière procédure, jusqu'à l'obtention de la spécification optimale (score de propension équilibrant).<sup>165</sup>

Or, l'ensemble des sous-tests respectifs à chaque bloc dont le résultat est de ne pas rejeter  $H_0$  n'implique pas nécessairement le rejet de celle-ci pour l'ensemble des blocs à la fois. Cette dernière hypothèse est implicitement acquise dans le test de Dehejia and Wahba [2002]. Plus spécifiquement, plus le nombre des sous-tests effectués est élevé, plus le risque de rejet à tort  $H_0$  est élevé. A chaque test, nous associons un risque de première espèce et donc des erreurs d'inférence. Ainsi, sur 100 sous-tests, 5 peuvent s'avérer faux. Dans la pratique, lors de l'examen de la propriété de score équilibrant, nous dépassons aisément ce nombre élevé de sous-tests.

La procédure du test de  $\chi^2$  est similaire à celle de test de la stratification : nous avons en effet nos blocs déterminés d'une façon optimale (conditionné par rapport au score de propension), avec  $H_0$  :

$$H_0 : E(X/T = k, P(X)) - E(X/T = k', P(X))$$

Il s'agit maintenant d'effectuer le test de  $\chi^2$  au sein de chaque bloc. Nous construisons enfin une statistique de test joint. Puisque les observations  $X_i$  sont supposées *i.i.d*, nous savons d'après le Théorème Central Limite que :

$$\sqrt{n} (\bar{X}^{T=k} - \bar{X}^{T=k'}) \xrightarrow{Loi} N(E(X/T = k) - E(X/T = k'), \Sigma)$$

Alors, sous  $H_0$  et conditionnellement à  $P(X)$  :

$$\sqrt{n} (\bar{X}^{T=1/P(X)} - \bar{X}^{T=0/P(X)}) \xrightarrow{Loi} N(0, V)$$

où  $V$  est la variance conditionnelle à  $P(X)$ .

Au sein de chaque sous-intervalle  $I$ , nous pouvons considérer que nous travaillons conditionnellement à  $P(X)$ . Soit :

$$\beta = \bar{X}^{T=1/P(X) \in I} - \bar{X}^{T=0/P(X) \in I}$$

Nous avons alors, sous  $H_0$ , à l'intérieur de chaque sous intervalle :

$$n\beta'V^{-1}\beta \xrightarrow{Loi} \chi^2(\dim X)$$

---

<sup>165</sup> Pensons nous à rajouter des interactions, des variables, éventuellement en supprimer, etc.

La commande *pscore* (Becker et Ichino [2002]) permet d'estimer l'impact du traitement et de réaliser le test de score équilibrant (en déterminant le nombre optimal des strates) : avantage absolu par rapport aux autres commandes, voir Section 6.4, Algorithme d'appariement ; estimateur par blocking.

En notons  $\hat{V}$  est une estimation de  $V/n$ , on obtient une statistique du test pour chaque sous-intervalle :  $S_I = \beta'V^{-1}\beta$ , avec  $S_I$  suit asymptotiquement une loi  $\chi^2$  à  $\dim X$  degrés de libertés. En additionnant les statistiques de ces sous-tests, nous obtenons la statistique  $S$  :

$$S = S_{I_1} + S_{I_2} + \dots + S_{I_k}.$$

$S$  suit asymptotiquement la loi de  $\chi^2$  à  $I_k \times \dim X$  degrés de libertés. Nous obtenons un critère rigoureux de rejet (acceptation) de l'hypothèse de nullité jointe où nous acceptons la propriété de score équilibrant :  $E(X/T = k, P(X)) - E(X/T = k', P(X))$ .

## 6.14 Annexe C : Résultats des mesures des impacts

- *Sortie Stata* : estimation de l'impact de l'entrée en CIE (1997) sur le taux de retour à l'emploi (général) six mois après la date de fin de l'aide, estimateur *difference-in-difference kernel matching*

. **ddkm cie 97 ac 6**

(panel des beneficiaires des politiques de l'emploi, DARES)  
(5061 observations deleted)  
(note: j = 0 6 12 18 24 36)

Data	wide	->	long
Number of obs.	3251	->	19506
Number of variables	102	->	98
j variable (6 values)		->	_j
xij variables:	ac0 ac6 ... ac36	->	ac

(16255 missing values generated)  
(3251 real changes made)

### KERNEL PROPENSITY SCORE DIFFERENCE-IN-DIFFERENCES

#### ESTIMATION ON THE COMMON SUPPORT

(running regress on estimation sample)

Bootstrap replications (100)

----- ----- 1 ----- ----- 2 ----- ----- 3 ----- ----- 4 ----- ----- 5	
.....	50
.....	100

Number of observations in the DIFF-IN-DIFF: **6211**

	Baseline	Follow-up	
Control:	<b>1910</b>	<b>2019</b>	3929
Treated:	<b>1083</b>	<b>1199</b>	2282

R-square: **0,10940**  
Bootstrapped Standard Errors

Outcome variable	DIFFERENCE IN DIFFERENCES ESTIMATION						DIFF-IN-DIFF
	BASE LINE		FOLLOW UP		Diff(FU)		
	Control	Treated	Diff(BL)	Control			Treated
ac	0,620	0,338	-0,282	0,423	0,806	0,383	0,665
Std. Error	0,009	0,012	0,017	0,010	0,013	0,016	0,025
Z	65,65	-22,48	-16,63	-19,91	52,53	40,83	27,08
P> z	0,000	0,000	0,000***	0,000	0,000	0,000***	0,000***

\* Means and Standard Errors are estimated by linear regression

\*\*Inference: \*\*\* p<0.01; \*\* p<0.05; \* p<0.1

ATT\_cie97\_ac6probitsimple= 66,5

se\_ac6probitsimple= 2,5

**Ecart de taux de retour à l'emploi**

1999

	Emploi régulier				Emploi général				Emploi aidé			
	CES		SIFE		CES		SIFE		CES		SIFE	
	Naïf	KM	Naïf	KM	Naïf	KM	Naïf	KM	Naïf	KM	Naïf	KM
6 mois	42,3*** (3,7)	44,3*** (3,8)	52,0*** (2,7)	53,4*** (2,8)	14,3*** (0,9)	68,0*** (4,1)	14,3*** (0,9)	74,7*** (2,5)	21,1*** (2,3)	20,0*** (2,2)	16,2*** (1,9)	17,7*** (1,3)
1 an	40,2*** (3,8)	40,8*** (2,9)	51,3*** (2,8)	51,8*** (2,9)	12,0*** (0,9)	59,4*** (3,6)	12,0*** (0,9)	68,6*** (3,2)	15,1*** (2,2)	13,2*** (2,0)	11,2*** (1,8)	12,0*** (1,1)
1,5 an	41,0*** (3,8)	41,9*** (3,3)	52,8*** (2,8)	53,2*** (2,8)	13,4*** (1,5)	59,5*** (4,0)	13,4*** (1,5)	66,7*** (2,5)	9,7*** (1,3)	14,6*** (2,2)	5,5*** (0,5)	10,6*** (0,9)
2 ans	36,0*** (3,8)	37,1*** (3,9)	45,8*** (2,9)	46,6*** (3,2)	11,4*** (1,4)	43,8*** (4,0)	11,4*** (1,4)	50,3*** (2,8)	9,7*** (1,3)	6,0** (2,4)	5,5*** (0,5)	1,8 (1,3)
3 ans	39,1*** (4,1)	39,3*** (4,0)	48,4*** (3,1)	48,5*** (3,1)	1,0 (1,5)	44,8*** (4,0)	1,0 (1,5)	51,0*** (2,8)	9,7*** (1,4)	4,8* (2,6)	5,5*** (0,6)	1,4 (1,5)

**Taux de retour à l'emploi**

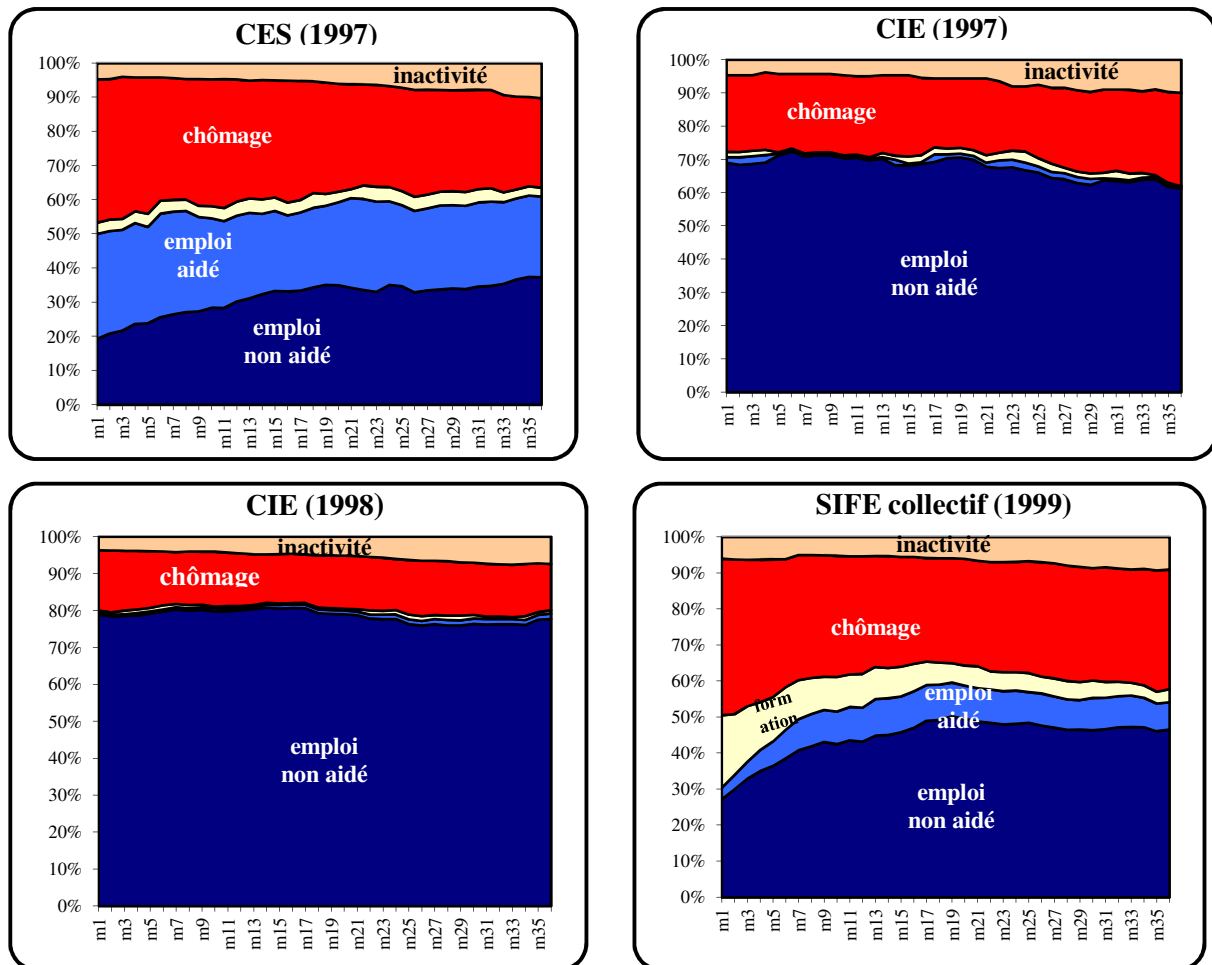
1999

	Emploi régulier				Emploi non aidé				Emploi aidé			
	CES		SIFE		CES		SIFE		CES		SIFE	
	Naïf	KM	Naïf	KM	Naïf	KM	Naïf	KM	Naïf	KM	Naïf	KM
6 mois	23,3*** (3,8)	30,5*** (3,0)	28,3*** (3,3)	31,2*** (2,5)	-2,3 (2,8)	-4,5 (3,2)	9,3*** (2,5)	13,9*** (2,2)	28,4*** (1,9)	28,9*** (1,7)	18,1*** (1,7)	19,7*** (0,9)
1 an	24,4*** (3,6)	24,2*** (3,0)	22,3*** (3,4)	28,6*** (2,5)	-4,3 (3,0)	-5,8 (3,6)	10,3*** (2,5)	16,8*** (2,5)	22,5*** (1,8)	22,5*** (1,9)	13,4*** (1,5)	14,3*** (0,9)
1,5 an	24,2*** (3,0)	23,1*** (2,0)	19,1*** (3,4)	25,7*** (2,5)	-3,8 (3,0)	-4,5 (3,4)	11,3*** (2,6)	18,2*** (3,0)	23,5*** (1,8)	23,8*** (1,7)	11,4*** (1,4)	12,0*** (0,9)
2 ans	13,9*** (3,7)	5,5* (3,1)	4,9*** (3,4)	7,3*** (2,6)	-9,0*** (3,0)	-9,5*** (3,0)	3,6 (2,6)	9,5** (3,8)	14,0*** (2,1)	13,2*** (2,2)	1,0 (1,5)	0,1 (2,1)
3 ans	2,2 (4,0)	12,7*** (3,4)	9,2*** (3,7)	9,4*** (2,7)	-3,8 (3,3)	-6,0 (4,2)	5,5** (2,7)	5,9*** (2,6)	15,7*** (2,2)	14,4*** (2,3)	2,6* (1,5)	2,6 (1,6)



Dans les Graphs 6.5-6.8, nous retraçons l'évolution de l'insertion moyenne des bénéficiaires 36 mois après la sortie des dispositifs de référence en faisant distinction entre *i*) l'emploi régulier et celui aidé, *ii*) le chômage et l'inactivité ainsi que *iii*) la formation et *iv*) en tenant compte de la durée effective passée dans les programmes.

Graph. 6.5-6.8 :  
Insertion moyenne des bénéficiaires au cours des 36 mois après la sortie des traitements de référence



Source : Panel des bénéficiaires – DARES

Remarque : personnes sorties des contrats aidés (CIE et CES) et Stage SIFE au 4<sup>ème</sup> trimestre 1999  
m1, ..., m35 : nombre de mois écoulés depuis la sortie

# Conclusion Générale

L'objectif de cette thèse est l'évaluation microéconométrique de la politique active de l'emploi. A travers ses différents dispositifs d'aide à l'emploi et de la formation professionnelle, la politique active constitue un ensemble hétérogène. Elle s'adresse en outre à des publics de demandeurs d'emploi très différents et de plus en plus ciblés. Nous nous sommes intéressés au CIE (Contrat Initiative Emploi), CES (Contrat Emploi Solidarité) et au SIFE (Stage de formation). Résumons ici par le biais de ces trois programmes, les principaux outils d'intervention de la politique active (création d'emploi dans le secteur marchand, resp. dans le secteur non marchand et la formation professionnelle).

Le modèle canonique de l'évaluation introduit par Rubin [1974] est un modèle initialement développé dans le cadre binaire : mesurer l'impact d'un traitement « 1 » par rapport à un traitement « 0 ». Les techniques microéconométriques sont aussi élaborées dans ce même cadre. Enfin, dans l'environnement économique où évoluent les demandeurs d'emploi (en présence des dispositifs d'aide), différentes formes d'hétérogénéité sont souvent non traitées lors de l'évaluation de l'efficacité de la politique de l'emploi. Au-delà de la question de l'hétérogénéité individuelle, étant le cœur du problème de l'évaluation, nous nous sommes intéressés à trois formes d'hétérogénéité susceptibles de conduire à des évaluations erronées ou encore trop partielles :

i) l'hétérogénéité des programmes proposés (d'où l'approche multitraitements des évaluations que nous conduisons).

ii) hétérogénéité des publics-cibles et la construction par conséquent de sous-groupes différenciés (bénéficiaires/éligibles non entrés), afin d'assurer des comparaisons permettant d'atténuer efficacement les biais de sélectivité et de comparaison.

iii) hétérogénéité des indicateurs d'efficacité à retenir pour une évaluation complète.

Dans le Chap. 1, nous avons insisté sur l'hétérogénéité de la politique de l'emploi, la concurrence entre ses propres programmes, la sélection de populations-cibles très hétérogènes, son interaction avec d'autres politiques publiques, ainsi que, d'une façon générale, sur la difficulté de lui définir un champ d'application autonome : « *La politique de l'emploi a des contours plus diffus et semble constituer un ensemble plus éclaté* » (Lacroix [1994]).

La recherche des justifications économiques de la mise en installation de la politique de l'emploi a souvent montré un lien 'potentiellement' fragile entre légitimité et efficacité : effet d'aubaine, effet d'éviction, perte sèche, substitution d'une certaine catégorie de main d'œuvre par une autre, glissement des programmes en faveur de certaines catégories de demandeurs d'emploi moins prioritaires, ... . Relativiser les effets estimés de la politique de l'emploi s'est avéré nécessaire (Chap. 2). Dans ce chapitre, c'est à partir du constat selon lequel « *les performances d'un dispositif d'aide à l'emploi, sur le plan quantitatif, ne peuvent être dissociées du contexte de sa mise en place* », que nous avons engagé diverses analyses afin de mettre en lumière les éventuelles externalités qui sont venues diminuer son impact. Nous nous sommes fondés sur des exemples concrets où la Cour des Comptes a révélé des pratiques appelant à relativiser l'efficacité avérée de certains programmes.

De plus, nous avons montré que les différentes formes d'hétérogénéité dans l'environnement où évoluent les acteurs sur le marché du travail et les interactions qui s'engendrent entre eux conduisaient à des comportements multiples et stratégiques. Différents biais de sélection et externalités peuvent en conséquence exister et avoir des origines diverses. Nous avons répondu en parallèle à différentes questions liées à la démarche statistique de l'évaluation : la mesure d'impact non expérimentale l'emporte-t-elle sur celle expérimentale ? L'hypothèse de sélection sur les observables est-elle préférable à celle de sélection à la fois sur les observables et les inobservables ? La propriété d'indépendance conditionnelle entre les variables latentes de résultat et celle d'affectation au traitement est-elle crédible ? Quelle est la définition rigoureuse d'une caractéristique cachée ?... Nous avons associé à chaque agent à travers son comportement une question liée à l'évaluation : *i*) demandeurs d'emploi (auto-sélection, sérieux, etc.) *ii*) agents locaux de l'emploi : sélection, pratique d'écramage, *iii*) employeurs : motivation à recourir aux contrats aidés, *iii*) agents centraux et *v*) Etat. En termes d'analyse économique, il s'agit de comportements de sélection où nous avons identifié les unités sélectionnantes et les unités sélectionnées. Cette approche (de sélection) est tout à fait adaptée, là où la plupart des théories microéconomiques (du marché du travail) échouent ou deviennent très compliquées : appariement, entres autres, face à niveau complexe d'imbrication de leur comportement l'imbrication <sup>166</sup>.

Dans le cadre d'une évaluation multi-traitements, il importe de présenter clairement les différentes contraintes à appliquer sur les échantillons des traités et des non traités (Chap. 4). Nous avons mis en lumière plusieurs restrictions : *i*) *adéquation population/période à comparer*, *ii*) *séparation par type de contrat à l'embauche* (CDI, CDD, stage, formation, en alternance,...), *iii*) *construction de cohortes d'entrants/de sortants* (même date d'entrée/ sortie et par conséquent même durée (durée effective),... . Ce chapitre est un chapitre de construction de l'échantillon final dans la perspective

<sup>166</sup> En présence des dispositifs de la politique active de l'emploi, l'analyse des différents comportements d'acteurs présents sur le marché du travail a en effet permis de mettre en lumière le (voir Annexe A).

d'une méthodologie dite de modèles de traitement. Nous avons poussé l'analyse en définissant d'autres restrictions ayant permis de différencier cet échantillon d'analyse : *iv*) prise en compte du phénomène d'enchaînement des contrats aidés chez un même traité, *v*) distinction des non traités ayant profité auparavant (resp. après) d'un ou de plusieurs programmes y compris ceux que nous cherchons à évaluer, ... . Ce raisonnement statistique nous a conduit à deux contraintes que nous avons appelées *contraintes pratiques de sortie* : *choix de point fixe de comparaison et sélection des dates d'évaluation*. Nous avons considéré que ce raisonnement était à appliquer pour toute mesure d'impact où les bénéficiaires entrent d'une façon continue dans des traitements différents. Dans le cadre binaire de l'évaluation, un tel chapitre n'est pas vraiment utile. Dans la littérature, nous n'avons pas rencontré une telle présentation, les auteurs ayant souvent exposé leurs démarches en annexes et les justifications apportées étant rares.

Mener une évaluation rigoureuse est avant tout une question de données améliorées (Chap. 3). Dans littérature, les préconisations indiquent que les données doivent être mobilisées sur la base d'une parfaite similitude et homogénéité entre les différents échantillons de traités et de contrôle. Dans ce dernier chapitre, nous avons montré en quoi le dispositif d'observation que nous avons utilisé "*panel du suivi des bénéficiaires de la politique de l'emploi*" (DARES) était particulièrement adapté à une problématique d'évaluation non expérimentale. Dans le chap. 5, nous avons indiqué une grande proximité des données collectées avec les objectifs des évaluations que nous avons conduites (pluralité des indicateurs d'efficacité, pertinence des variables prétraitement, etc.). Nous avons construit des covariables très précises, souvent inédites, nous ayant permis de répondre efficacement à nos questions.

Dans le chap. 6 nous avons étudié les comportements des employeurs en ouvrant les boîtes noires (programmes) mais aussi selon la différenciation que nous avons opéré sur les transitions des traités par type de situation : "*maintien*" (Sit. M), "*départ à l'issue de la date de fin de l'aide*" (Sit. S) et "*a quitté le programme avant cette dernière date*" (Sit. D). Nous avons pris en compte simultanément divers indicateurs d'efficacité : celui du maintien du participant dans l'entreprise d'accueil à l'issue de la date de fin de l'aide et ceux de comparaison entre le nouveau poste obtenu par rapport à celui occupé pendant le passage (type de contrat, temps complet/ partiel, rémunération et niveau de responsabilité), dans l'objectif d'affiner les évaluations sur cet indicateur de maintien.

Après avoir travaillé sur l'ensemble de la population et nous être concentrés sur les traités maintenus, nous nous sommes intéressés au devenir des bénéficiaires partis à l'issue de la date de fin de programmes. Comment peut-on mesurer la 'qualité' des parcours d'insertion de ces participants (Sect. 6.8) ? A l'aide du taux de retour à l'emploi, nous avons mesuré les impacts à des dates précises. Même si nous avons considéré la totalité de la période, nous ne tenons pas compte des éventuelles réalisations qui s'avèrent intéressantes pour certains traités. Il va de même en s'appuyant sur les caractéristiques des emplois occupés alors que nous ignorons s'il s'agit ou non

d'un premier poste. En conséquence, les évaluations traditionnelles n'enseignent point ni sur la stabilité de retour à l'emploi, ni sur l'accumulation du capital humain ni sur sa détérioration en considérant que par le biais de plusieurs emplois effectués par le participant ce dernier acquiert d'avantage d'expérience professionnelle (inversement détérioration : plusieurs épisodes de chômage). Nous construisons deux indicateurs inédits "*réurrence du chômage chez un même demandeur d'emploi*" et "*nombre d'emploi effectués*". En outre, nous différencions les trajectoires professionnelles *post traitement* en 3 situations : C (toujours au chômage : censure à droite), B (1 période initiale de chômage ( $u_0$ ) puis le demandeur d'emploi a occupé  $x$  emplois,  $x \geq 1$ ) et A ( $x \geq 1$ , sans épisode initial de chômage). Cette évaluation application répond par conséquent à un objectif d'appréciation de l'hétérogénéité des effets de la politique active de l'emploi dans le temps (selon une vision particulière). Nous montrons que le CIE (contrat aidé dans le secteur marchand) permet souvent un retour durable à l'emploi (notamment des CDI au sein des entreprises où s'est déroulé le programme). *A contrario*, les bénéficiaires du CES (resp. non marchand) enregistrent fréquemment une succession d'épisodes emploi/chômage, comprenant une forte récurrence d'emploi aidé.

Nous proposons les bi-panels (dispositif encore plus innovant) qui permettent d'obtenir une information fondée à la fois sur une interrogation **simultanée** des bénéficiaires et des employeurs les ayant accueillis. Les problèmes de substitution et d'effets d'aubaine méritent en effet une analyse plus approfondie. Nous avons été limités par les données. Celles sur les traités et les non traités, à eux seuls, restent insuffisantes. Des informations sur les entreprises (organismes) où s'est déroulé le dispositif (stage) s'avèrent nécessaires.

# Bibliographie

- [1] **Angrist D., Imbens W. et Rubin D.** (1996) : « Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables » (with discussion), *Journal of the American Statistical Association*, 91, 444-472.
- [2] **Angrist J. et Pischke J.** (2008) : « Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion », *Princeton University Press*.
- [3] **Becker, S.O. and Caliendo, M.** (2007) : « Sensitivity Analysis for Average Treatment Effects », *Stata Journal*, 7(1), 71-83.
- [4] **Beffy P et L'Angevin C.** (2005) : « Chômage et boucle prix-salaires : l'apport d'un modèle qualifiés/ peu qualifiés », *Document de travail INSEE/DESE n° 2005/10*.
- [5] **Berger E., Defosseux M., de Palmas J.-P., Even K., Mas S., Sanchez R. et Zamora P.** (2002) : « Les bénéficiaires des politiques de l'emploi : des parcours sensibles aux mouvements conjoncturels de l'économie », DARES, *Premières Informations et Premières Synthèses*, n° 52.3.
- [6] **Bolvig I., Jensen P. et Rosholm M.** (2003) : « Employment effects of Active Social Policies », *IZA Discussion Paper 738*.
- [7] **Bonnal L., Fougère D. et Sérandon A.** (1995) : « Une modélisation du processus de recherche d'emploi en présence de mesures publiques de jeunes », *Revue Economique*, vol. 46(3), p. 573-548.
- [8] **Bonnal L., Fougère D. et Sérandon A.** (1997): « Evaluating the Impact of French Employment Policies on Individual Labor Market Histories », *The Review of Economic Studies*, vol. 64(4).
- [9] **Bonne Jan et van Ours C.** (2004) : « Effective Active Labor Market Policie », *IZA Discussion paper n° 1335*.
- [10] **Börsh-Supan** (1993) : « Multinomial Probit Estimation of Spatially Interdependent Choices: An Empirical Comparison of Two New Techniques », *International Regional Science Review* April 1997 20: 77-101.
- [11] **Brodaty T.** (2002) : « Les effets des politiques de l'emploi en faveur des jeunes : hétérogénéité individuelle ou multiplicité des dispositifs. Une application des méthodes d'appariement », *les Annales d'Economie et de Statistique*.
- [12] **Brodaty T., Crépon B. et Fougère D.** (2006) : « Les méthodes microéconométriques d'évaluation et leurs application aux politiques actives de l'emploi », *Economie et Prévision*, 117, 91-118.
- [13] **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.

- [14] **Brodaty T., B. Crépon et D. Fougère** (2001) : « Using Kernel Matching Estimators to Evaluate Alternative Youth Employment Programs : Evidence from France, 1986-1988 », in *Econometric Evaluations of Active Labour Market Policies*, Lechner M. et Pfeiffer F. (éds), Heidelberg, Physica Verlag, pp. 85-124.
- [15] **Bryson A., R. Dorset et S. Purdon** (2002): « The Use of Propensity Score Matching in the Evaluation of Labour Market Policies », *Department for Work and Pensions*, Working Paper No. 4.
- [16] **Cahuc P. et A. Zylberberg** (2001) : « Le marché du travail », Balises, Edts de Boeck Université.
- [17] **Caliendo M.** (2005) : « Microeconomic Evaluation of Labour Market Policies », *Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems* N°. 568, Springer 2005. IZA, 169p.
- [18] **Caliendo M. et Kopeing S** (2008) : « Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching », *Journal of Economics Survey*, 22(1), 31-72.
- [19] **Calmfors L.** (1994) : « Politiques Actives du Marché du Travail et chômage – cadre d’analyse des aspects cruciaux de la conception des Mesures », *Revue Economique de l’OCDE*, 22, 7-52.
- [20] **Calmfors L., A. Forslund et M. Hemström** (2001): « Does Actives Labour Market Policy Work ? Lesson From the Swedisch Experience », *Swedisch Economic Policy Review*, Vol. 8 : 61-124.
- [21] **Card D. et Krueger A.** (1994) : « Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania », *American Economic Review* 84, 772–93
- [22] **Cavaco S . et Fougère D.** (2007) : « Conventions de conversion et durées de chômage », *La Documentation Française*, Paris.
- [23] **Charlot O. et Decreuse B.** (2006) : « Education, destruction des emplois et performance du marché du travail dans un modèle d’appariement », *Revue Economique*, vol. 57.
- [24] **Crépon B et Desplatz R.** (2002) : « Réduction de charges et emploi : évaluer la critique », *Revue de l’OFCE*, n° 82.
- [25] **Crépon B. et Desplatz R.** : (2002) : « Evaluation of payroll tax subsidies for low-wage workers », *Document de travail de la DESE, INSEE*.
- [26] **Crépon B., Ferracci M. et Fougère D.:** (2007): « Training the Unemployed in France: How Does It Affect Unemployment Duration and Recurrence ? », *IZA Discussion Paper*, n° 3215, Bonn.
- [27] **Dares** (2006) : « L’orientation des chômeurs vers la formation de 2002 à 2004 », *Premières Synthèses*.
- [28] **Dares** (2006) : « Les politiques de l’emploi et du marché du travail » éd. *La découverte, Collection Repères*, Paris.
- [29] **Dares, DIJ** (1999) : « Le panel « Parcours » à l’épreuve des exigences d’une analyse longitudinale de l’insertion des jeunes ».
- [30] **Decreuse B. et Garnier P.** (2000) : « Sur-éducation dans un modèle de chômage d’appariement », *Recherches économiques de Louvain*, vol. 66, 391-414.
- [31] **Dehejia R. et Wabba S.** (1999) : « Causal Effects in Non-Experimental Studies: Re-Evaluating the Evaluation of Training Programs », *Journal of the American Statistical Association* , vol. 94.

- [32] **Dehejia R. et Wabba S.** (2002) : « Propensity Score Matching Methods for Non-Experimental Causal Studies », *Review of Economics and Statistics*, vol. 84, pp. 151-161.
- [33] **Delvaux G.** (2005) : « Près de trois allocataires de l'assurance chômage sur dix exercent une activité réduite », *Point statis*, n°9, Unédic, mars.
- [34] **Dérosières A.** (2004), « Enquêtes *versus* registres administratifs : réflexions sur la dualité des sources statistiques », *Courrier des statistiques*, n°111, septembre (p. 3-16).
- [35] **Dor E., van der Linden B.** (2002) : « Labour Market Policies and Equilibrium Employment : Theory and Application for Belgium », *European Economic Association Annual Congress*, Lausanne.
- [36] **Even K.** (2002) : « Les nouveautés du dernier panel », *DARES*.
- [37] **Even K.** (2002) : « Un outil rénové pour évaluer la politique de l'emploi et de la formation professionnelle : le panel de bénéficiaires », *DARES, Premières Informations et Premières Synthèses*, n° 33.1, août.
- [38] **Even K. et Klein T.** (2006) : « La politique spécifique de l'emploi et la formation professionnelle : un profit à moyen terme pour les participants ? Les exemples du CIE, du CES et du SIFE », *Dares*, document d'étude N°13 (2006).
- [39] **Fénelon J.-P., Grelet Y. et Houzel Y.** (1997) : « Le traitement des données longitudinales : quelques réflexions sur les méthodes », In : A. Degenne, Y. Grelet, J.-F. Lochet, M. Mansuy, P. Werquin, « L'analyse longitudinale du marché du travail : les politiques de l'emploi », *Documents séminaires Céreq*, n° 128.
- [40] **Fougère D. et Schwerdt W.** (2002) : « Are Apprentices Productive ? », *Applied Economics Quarterly*, vol. 48, pp. 317-346.
- [41] **Fougère D.** : « La durée du chômage en France », in *Réduction du chômage : les réussites en Europe*, Rapport du Conseil d'Analyse Economique, n° 23, 239-259, *La documentation Française*, Paris.
- [42] **Fougère D., Kramarz F. et Magnac T.** (2000) : « Youth Employment Policies in France », *European Economic Review*, 44, pp. 928-942.
- [43] **Fougère D.** (2007) : « Les méthodes micro-économétriques d'évaluation », *NER Banque de France*, n°166, 117, 91-118.
- [44] **Fouquet A., Even K., Charpail C., Bouygard F. et Canceill G.** (2003), « Les études longitudinales à la DARES : suivi des chômeurs et des bénéficiaires de politiques d'emploi », *10<sup>ème</sup> journée d'études Céreq-Lasmas-IdL, Caen, 21, 22 et 23 mai 2003*, « Les données longitudinales dans l'analyse du marché du travail ».
- [45] **Freyssinet J.** (2006) : « L'émergence des politiques de l'emploi (1945-1973) », document de travail N° 65 du *Centre d'études de l'Emploi (CEE)*, juillet 2006 J.
- [46] **Friedlander D., Greenberg D. et Robins. P.** (1997) : « Evaluating Government Training Programs for the Economically Disadvantage », *Journal of Economic Literature* 35: 1809–1855.
- [47] **Geerdsen L.** (2002) : « Does Labor Market Training Motivate Job Search ? A Study of Incentive effects of Compulsory ALMP in the Danish UI System », *Universty of Copenhagen*.



- [48] **Gerfin M. et Lechner M.** (2002) : « Microeconomic Evaluation of the Active Labour Market Policy in Switzerland », *Economic Journal*, vol. 112, pp. 854-893.
- [49] **Gerfin M., Lechner M. et Steiger H.** (2005): « Does Subsidised Temporary Employment Get the Unemployed Back to Work ? An Econometric Analysis of Two Different Schemes », *Labour Economics* , vol. 12, pp. 807-835.
- [50] **Geweke J., Keane M. et Runkle D.** (1994) : « Recursively Simulating Multinomial Multiperiod Probit Probabilities », *Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, 1-6.
- [51] **Gritz M.** (1993): « The impact of training on the frequency and duration of employment », *Journal of Econometrics* vol. 49.
- [52] **Heckman J., Ichimura H. et Todd P.** (1997) : « Matching as an Econometric Evaluation Estimator : Evidence from Evaluating a Job Training Programme », *Review of Economic Studies* 64, pp.605-654.
- [53] **Heckman J., Ichimura H. et Todd P.** (1998) : « Matching as an Econometric Evaluation Estimator », *Review of Economic Studies*, vol. 65, pp. 261-294.
- [54] **Heckman J.** (2001) : « Micro Data, Heterogeneity, and the Evaluation of Public Policy : Nobel Lecture », *Journal of Political Economy*, 109-4, 673-748.
- [55] **Heckman J., R. Lalonde et Smith T.** (1999) : « The Economics and Econometrics of ALMP », *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, North-Holland, Amsterdam. (p 1865-2097).
- [56] **Heckman J. et Vytlacil E.** (2005) : « Structural Equations, Treatment Effects and Econometric Policy Evaluation », *NBER Working Paper No. 11259*, March.
- [57] **Hosios, A.** (1990) : « On the efficiency of matching and related models of search and unemployment », *Review of Economic Studies* 57, 279-298.
- [58] **Ichimura H., et Taber C** (2002) : « Semiparametric Reduced Form estimation of Tuition Subsidies », CeMMAP Working Paper CWP01/02, *Centre for Microdata Methods and Practice*, Institute for Fiscal Studies.
- [59] **Imbens G.** (2000) : « The Role of the Propensity Score in Estimating Dose-Response Functions », *Econometrica*, 62(2), 467-457.
- [60] **Jensen P., M.S. Nielsen et M. Rosholm** (1999) : « The Effects of Benefits, Incentives and Sanctions on Youth Unemployment », Mimeo, *University of Aarhus*.
- [61] **Jensen P., M. Rosholm et M. Svarer** (2003) : « The Response of Youth Unemployment to Benefits, Incentives, and Sanctions », *European Journal of Political Economy*, 19, 301-316.
- [62] **Kluve J, Lehmann H et Schmidt C** (2008) : « Disentangling Treatment Effects of Polish Active Labor Market Policies: Evidence from Matched Samples », *Review of Labour Economics*, 15 (6), 1270-1295.
- [63] **Kluwe, J. et C. Schimdt** (2002): « Active Policy Evaluation : Problems, Methods, and Results », *Economic Policy*.

- [64] **LECHENE V. et MAGNAC T.** (1996) : « L'évaluation des politiques publiques d'insertion des jeunes sur le marché du travail ». *Les jeunes et l'emploi, Cahiers Travail et Emploi, Paris, La Documentation Française.*
- [65] **Lechner M.** (2004) : « Long-Run Effects of Public Sector Sponsored Training in West Germany », *IZA Discussion Paper*, n° 1443, Bonn.
- [66] **Lechner M. et Wiehler S.** (2007): « Does the Order and Timing of Active Labour Market Programmes Matter ? », *CEPR Discussion Paper* n° 6521, Londres.
- [67] **Lechner, M.** (2000) : « Program Heterogeneity and Propensity Score Matchng : An Application to the Evaluation of Active Labor Market Policies », *Discussion Paper 2000-01, University of Saint Gallen, Suisse.*
- [68] **Lechner M.** (2001) : « Identification and Estimation of Causal Effects of Multiple Treatments under the Conditional Independence Assumption », *Econometric Evaluations of Active Labor Market Policies in Europe*, eds. M. Lechner and F. Pfeiffer, Physica-Verlag : Heidelberg, 43-58.
- [69] **Lechner M. et R. Miquel** (2001) : « A Potential Outcome Approach to Dynamic program Evalauation : Non Parametric identification », Working paper 2001-07, University St Gallen.
- [70] **Leuven E & Sianesi B** (2003) : « PSMATCH2 : Stata module to perform full Mahalanobis and propoensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing ». <http://ideas.respec.org/c/boc/bocde/s432001.html>
- [71] **Lippman A. et McCall J.** (1976a) : « The Economics of Job Search: A Survey », *Economic Inquiry*, 14(2): 155–89, 347–68.
- [72] **Lippman A. et McCall J.** (1976b) : « Job Search in a Dynamic Economy » *Journal of Economic Theory*,12(3): 365–90.
- [73] **Lise J., Seitz S. Smith J.** (2005) : « Equilibrium Policy Experiments and the Evaluation of Social Programs », Working Paper, Department of Economics, University of Maryland.
- [74] **Luboyva M. et J. C. van ours** (1999) : « Effects of Active Labor Market Programs on the Transition Rate from Unemployment into Regular Jobs in the Slovak Republic », *Journal of Comparative Economics*, 27, 90-112.
- [75] **MAGNAC T.** (1997) : « Les stages et l'insertion professionnelle des jeunes : une évaluation statistique », *Economie et Statistique*, 304-305, pp. 75-94.
- [76] **MAGNAC T.** (2000) : « Subsidized training and youth employment », *The Economic Journal*, 110, pp. 805-37.
- [77] **Magnac T.** (2000) : « L'apport de la microéconométrie à l'évaluation des politiques publiques », *Cahiers d'économie et sociologie rurales*, n° 54, 2000.
- [78] **Marchand O.** (1999), « Population Active, Emploi et Chômage au cours des années 90 », *Données Sociales*, 1999, 100-151.
- [79] **Martin J.** (2000) : « Ce qui fonctionne dans les politiques actives du marché du travail : observations découlant de l'expérience des pays de l'OCDE », *Revue économique de l'OCDE*, 30, 85-122.

- [80] **Meyer B. Viscusi W. et Durbin D.** (1995) : « Workers' Compensation and Injury Duration : Evidence from a Natural Experiment », *The American Economic Review* 85, 322–340.
- [81] **Meyer, Bruce D.** (1990) : « Unemployment Insurance and Unemployment Spells », *Econometrica*, July.
- [82] **Mortensen, D. T.** (1986) : « Job Search and Labor Market Analysis », dans *Handbook of Labor Economics*, eds O. Ashenfelter et R. Layard, Elsevier Science Publisher, vol. 2.
- [83] **Mortensen, D. T. et C. Pissarides** (1999) : « New developments in Model of Job Search in the Labor Market » dans *Handbook of Labor Economics*, eds O. Ashenfelter et R. Layard, Elsevier Science Publisher, vol. 3b.
- [84] **Mueser P., Troske K. et Gorislawsky A.** (2003) : « Using State Administrative Data to Measure Program Performance », *IZA Discussion Paper*, n° 786, Bonn.
- [85] **Munch J. P. et L. Skipper** (2003) : « The Consequences of ALMP Participation In Denmark », *University of Aarhus*.
- [86] **Narendranathan W.** (1993) : « Job Search in a Dynamic Environment - An Empirical Analysis », *Oxford Economic Papers*, 45 (1), 1-22.
- [87] **Petrongolo B. et Pissarides C.** (2001) : « Looking into the black box : a survey of the matching function », *Journal of Economic Literature* 39, 390-431.
- [88] **Ridder G.** (1986) : « An Event History Approach to the Evaluation of Training, Recruitment and Employment Programs », *Journal of Applied Econometrics*, 1, 109-126.
- [89] **Rosenbaum P.** (2002) : « Attributing Effects to Treatment in Matched Observational Studies », *Journal of the American Statistical Association*.
- [90] **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.
- [91] **Rosenbaum P. et Rubin D.** (1985): « Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score », *The American Statistician* , vol. 39, pp. 33-38.
- [92] **Rosholm M. et M. Svarer** : « Wage, Training and Job Turnover in a Search-Matching Model », *Working paper 223, IZA* December 2000.
- [93] **Rubin D.** (1974) : « Estimating Causal Effects of Treatments in Randomized and non Randomized Studies », *Journal of Educational Psychology*, vol. 66, pp. 688-701.
- [94] **Rubin D.** (2007) : « The Design Versus the Analysis of Observational Studies for Causal Effects: Parallels With The Design of Randomized Trials », *Statistics in Medicine* , vol. 26 , pp. 20-36.
- [95] **Sianesi B.** (2004) : « An Evaluation of the Swedish System of Active Labour Market Programmes in the 1990s », *Review of Economics and Statistics*, 86 (1), 133-155.
- [96] **Smith J.** (2000) : « A Critical Survey of Empirical Methods for Evaluating Active Labor Market Policies », *Swiss Journal of Economics and Statistics*. 136(3), 1-22.
- [97] **Smith J. et Todd P.** (2005) : « Does Matching Overcome Lalonde's Critique of Non- Experimental Estimators ? », *Journal of Econometrics*, vol.125, pp 305-353.

- 
- [98] **Sollogoub M. et Ulrich V.** (1999) : « Les jeunes en apprentissage ou en lycée professionnel, une mesure quantitative et qualitative de leur insertion sur le marché du travail », *Économie et Statistique*, n° 323, pp. 31-52.
- [99] **Speckesser S., Fitzenberger B. et Bergemann A.** (2004) : « Evaluating the Dynamic Employment Effects of Training Programs in East Germany Using Conditional Difference-in-Differences », *ZEW, Discussion Papers*, No. 04-41.
- [100] **Stenberg A. et Westerlund O.** (2008) : « Does Comprehensive Education Work for the Long-Term Unemployed ? », *Labour Economics*, vol. 15, pp. 54-67.
- [101] **Sterdyniak H.** (2002) : « Une arme miracle contre le chômage ? », *Revue de l'OFCE*, n° 81, avril.
- [102] **Todd P. et Wolpin K.** (2005) : « Ex Ante Evaluations of Social Programs », Working Paper, *University of Pennsylvania*.
- [103] **Van Den Berg, G, J.** (1990) : « Non Stationnarity in Job Search Theory », *Review of Economics and Statistics*, 57, 255-277.
- [104] **Van Den Berg G.** (2000) : « Duration Models : Specification, Identification and Multiple Durations », *Handbook of Econometrics*, vol. 5, edited by J. J. Heckman, E. Leamer, North Holland.
- [105] **Van Ours, Jan C.** (2001) : « Do Active Labor Market Policies Help Unemployed Workers to Find and Keep Regular Jobs ? », dans *Econometric Evaluations of Active Labor Market Policies in Europe*, edited by M. Lechner and F. Pfeiffer, Physica Verlag : Heidelberg, 125-151.
- [106] **Villa J.** (2012) : « Simplifying the estimation of difference in differences treatment effects with Stata », *Brooks World Poverty Institute*, University of Manchester.
- [107] **CARNEIRO P., HECKMAN J., et VYTLACIL E.** (2010) : « Evaluating marginal policy changes and the average effect of treatment for individuals at the margin », *Econometrica*, Vol. 78, No. 1, 377-394.

# **Evaluation des politiques de l'emploi : Analyse théorique et microéconométrique**

## **Résumé :**

Dans cette thèse, nous dépassons le cadre binaire de l'évaluation et nous nous plaçons dans celui de plusieurs traitements, à l'instar de Brodaty et *al.* [2001], Larson [2000], Imbens [1999]. Les estimations effectuées portent sur les politiques de l'emploi en vigueur en France pendant la période 1997-1999. Trois programmes sont étudiés : CIE (Contrat Initiative Emploi) emploi subventionné dans le secteur marchand, CES (Contrat Emploi-Solidarité) création d'emploi dans le secteur non marchand et SIFE (Stage d'Insertion par la Formation et l'Emploi).

L'efficacité de ces dispositifs est évaluée non seulement sur le taux de retour à l'emploi des bénéficiaires mais aussi sur divers autres critères qui répondent à différentes questions intéressantes économiquement et économétriquement : *i)* la politique active de l'emploi atteint-elle les demandeurs d'emploi les plus prioritaires parmi les prioritaires ? *ii)* Comment les entreprises utilisent-elles les programmes de la politique active (effet d'aubaine, de substitution,...) ? *iii)* Pouvons-nous mesurer la qualité d'un contrat aidé ? Comment évaluer l'efficacité relative d'un contrat aidé (plus spécifiquement) non marchand comparativement à celui du secteur marchand ?, impact marginal, effet propre, bien-être, etc.

---

**Mots clés :** Politique active de l'emploi, évaluation non expérimentale, biais de sélection, service public de l'emploi, estimateurs par appariement, méthode des doubles différences, doubles différences par appariements, effet causal, hétérogénéité inobservée, efficacité.

---

## **Effectiveness of employment policies : Theoretical & microeconomic analysis**

### **Abstract:**

We evaluate the ALMP's with a particular attention to the differentiation of impacts by categories of programmes and categories of beneficiaries. These two forms of heterogeneity can in fact lead to erroneous evaluations or too partial:

- i)* The heterogeneity of programmes proposed, in particular their characteristics (type of contract, duration, remuneration, training, etc.) are an important source of complexity in behavior of self-selection of job seekers: behaviors can be multiples and strategic.
- ii)* The heterogeneity of target-populations (low-skilled, youth, women, priority category, first-job seekers, etc.) is an important source of complexity in the behavior selection of employment advisor.

There is finally no reason that different types of programmes have the same average effect on various public as well. We evaluate so ALMP's on multiple criteria of effectiveness (heterogeneity of criteria).

---

**Key Words :** ALMP's, non experimental evaluation, bias selection, public service of employment, matching estimators, difference-in-difference, difference-in-difference kernel matching, causal effect, unobservable heterogeneity, effectiveness.

---