Les effets de l'accompagnement sur le retour à l'emploi*

Denis Fougère[†], Thierry Kamionka[‡] et Ana Prieto[§]

12 Janvier 2009

*Nous remercions l'Unedic, et tout particulièrement MM. Ernst, Blouard et Ducatez, pour l'accès aux données utilisées dans cette étude mais aussi pour leurs remarques et leurs conseils. Les interprétations des résultats et erreurs éventuelles sont de notre seule responsabilité.

[†]CNRS, CREST-INSEE (Paris), CEPR (Londres) et IZA (Bonn).

[‡]CNRS et CREST-INSEE (Paris).

[§]CNRS-Théma, Université de Cergy-Pontoise.

Abstract

In this paper, we evaluate the impact of a French program for job-search assistance on the unemployment duration. More precisely, we provide an evaluation of the 2001 French unemployment reform (PARE). After the reform, individual follow-up became systematic and more frequent. Significantly larger amounts of job-search assistance services were provided. We exploit two administrative databases collected by the French unemployment agency (Unedic). The first one contents observations of persons unemployed when the reform took place in 2001. We use this database to study the effects of the program on long-term unemployed workers. The second administrative database is used to evaluate the reform for workers who enter unemployment. Our results show that the job-search assistance has a positive and significant impact on the exit rate from unemployment. It is true for the long-term unemployed but also for those who are newly unemployed.

Résumé

Notre étude propose une évaluation des effets du Plan d'Aide au Retour à l'Emploi (PARE), mis en place le 1er juillet 2001, sur la probabilité de retour à l'emploi des chômeurs. Dans le cadre du PARE, les chômeurs indemnisés se voient proposer différents types d'accompagnement sous la forme d'un suivi individualisé jusqu'à leur sortie du chômage. L'évaluation est réalisée à partir de deux échantillons représentatifs des chômeurs indemnisés. Le premier échantillon est constitué d'individus au chômage au 30 juin 2001. Il permet d'étudier les effets du PARE sur des chômeurs de longue durée. Le second échantillon concerne les individus qui sont entrés en chômage après le 1er juillet 2001 et qui ont pu, de ce fait, bénéficier des mesures de suivi dès leur entrée au chômage. Nos résultats montrent que l'accompagnement a un effet positif et significatif sur le retour à l'emploi des chômeurs de longue durée mais également des nouveaux entrants au chômage.

1. Introduction

Négociée à la suite du protocole du 14 juin 2000, la convention d'Assurance chômage du 1er janvier 2001, conclue pour une durée de trois ans, a pris le relais de la convention du 1er janvier 1997 arrivée à son terme le 31 décembre 2000.

Les modifications apportées par cette convention sont nombreuses. Les plus emblématiques sont la suppression de l'Allocation Unique Dégressive (AUD) au bénéfice de l'allocation d'Aide au Retour à l'Emploi (ARE) accompagnée de la mise en place du Plan d'Aide au Retour à l'Emploi, le PARE, et de la mise en place d'une politique d'accompagnement des demandeurs d'emploi. En janvier 2006, le PARE est devenu le PPAE (projet personnalisé d'accès à l'emploi), le principe de l'accompagnement mis en place au sein du PARE restant inchangé. A ce jour, le PPAE est toujours en vigueur en France.

Il existe assez peu d'études sur l'impact de l'accompagnement en emploi et de ses effets sur la durée de chômage. Sur données françaises, nous pouvons citer Bonnal, Fougère et Sérandon (1997), Prieto (2000), Dormont, Fougère et Prieto (2001), Fougère, Pradel et Roger (2005) et Crépon, Dejemeppe et Gurgand (2005). En ce qui concerne les travaux sur données étrangères, on peu citer Gritz (1993), Meyer (1995) et Van den Berg et van der Klaauw (2006).

Dans cet article, nous proposons une évaluation statistique du dispositif d'aide et d'accompagnement aux chômeurs prévu dans le PARE entré en vigueur au 1er juillet 2001. Le PARE représente l'ensemble des dispositifs mis en place par les Assédic pour faciliter les démarches et le reclassement professionnel des chômeurs indemnisés. Une de ses composantes est le plan d'action personnalisé (PAP). Dans le cadre du PAP, les chômeurs se voient proposer quatre types d'offres de services (OFS), qui vont de l'aide ponctuelle jusqu'au suivi renforcé. Le premier niveau d'OFS correspond au "libre accès" que nous appellerons OFS de type 1 ou OFS1, le second niveau à "l'appui individualisé" (OFS2), le troisième à "l'accompagnement renforcé" (OFS3), et le quatrième à "l'accompagnement social" (OFS4).

La description des différentes offres de services est décrite de façon complète et synthétique par Debauche et Jugnot (2005). Dans le cadre du "libre accès" (OFS1), les chômeurs sont peu encadrés bien qu'ils aient accès aux services usuels de l'ANPE (offres d'emploi ANPE, documentation sur les métiers et les formations, accès à des postes informatiques) et à certaines prestations. Dans le cadre des OFS de type 2 et 3, c'est-à-dire de l'appui individualisé et de l'accompagnement renforcé, les chômeurs ont accès à une gamme de services très variés : bilans de compétences approfondis, aides à la définition d'un projet, évaluation des compétences et des capacités professionnelles, ateliers pour rédiger un curriculum vitae, etc. Enfin, l'accompagnement social concerne des chômeurs pour lesquels un accompagnement social, médical ou psychologique, est considéré comme un préalable au retour à l'emploi.

Dans cette étude, nous examinons les effets de ce dispositif d'accompagnement sur le taux de transition du chômage à l'emploi. Pour cela, nous analysons deux

échantillons de grande taille prélevés dans le Fichier National des Allocataires. Le premier de ces fichiers a été extrait du stock des chômeurs indemnisés au 30 juin 2001. Ce fichier est particulièrement important pour notre étude car il nous permet d'observer le devenir des chômeurs qui ont connu le basculement réglementaire de juillet 2001. Par ailleurs, ce fichier permet d'examiner les effets des dispositifs sur le taux de retour à l'emploi des chômeurs de longue ou de très longue durée. Le second fichier a été prélevé dans le flux d'individus entrés au chômage indemnisé entre le 1er juillet 2001 et le 31 juin 2002. Il nous permet d'observer de manière précise les effets de ces dispositifs dans la période de leur mise en place, puis de leur montée en puissance.

2. Les données du fichier national des allocataires

2.1. Sélection des échantillons

Dans un premier temps, nous avons sélectionné les individus présents à compter du 30 juin 2001 dans le fichier historique au quarantième ; ce fichier contient un échantillon aléatoire au quarantième de la population des chômeurs indemnisés. Il reprend l'ensemble des différentes périodes de chômage des chômeurs indemnisés. Nous avons complété ce fichier à l'aide de bases de données complémentaires contenant l'ensemble de l'information relative au nouveau dispositif d'accompagnement.

A partir de ce fichier, nous avons pu constituer deux types d'échantillons. Pour constituer l'échantillon dit de stock, nous avons sélectionnés les épisodes de chômage en cours au 30 juin 2001, alors que pour l'échantillon de flux, nous avons retenu les épisodes de chômage ayant débuté après le 1er juillet 2001. Deux épisodes de chômage séparés par une période d'emploi de plus de 4 mois sont considérés comme différents.

2.2. Précisions sur le choix des populations étudiées

Nous ne conservons que les individus indemnisés sous le régime général. Ce régime regroupe la majorité des chômeurs indemnisés. Les autres régimes présentent des spécificités particulières, comme c'est le cas, par exemple, pour le régime des intermittents du spectacle.

Pour mettre en évidence les effets de l'accompagnement, il est nécessaire de ne considérer dans l'étude que des individus à la recherche d'un emploi au cours de l'épisode de chômage échantillonné ; sont donc exclus du champ les individus dispensés de recherche d'emploi. Par ailleurs, les interruptions pour cause de formation ne sont pas comptabilisées dans le calcul de la durée de chômage.[1] Enfin, il a été nécessaire de mettre en place un traitement spécifique pour les individus

[1] Sur l'effet spécifique des formations offertes aux chômeurs sur leur probabilité de retour à l'emploi, voir Crépon, Ferracci et Fougère (2007) ainsi que Blasco, Crépon et Kamionka (2008).

en activité réduite. Nous avons considéré que les individus qui font de l'activité réduite pendant plus de quatre mois consécutifs et qui ne sont pas indemnisés par le régime pendant ces quatre mois ont retrouvé un emploi. Les autres mois d'activité réduite qui peuvent s'échelonner tout au long de l'épisode de chômage sont traités comme des coupures dans la recherche d'un emploi et sont considérés comme des périodes qualifiantes, de même que les coupures pour cause de formation.

2.3. Sélection des épisodes de chômage

Chaque individu présent dans le stock des chômeurs au 30 juin 2001 peut signer le PARE[2] ; il bascule alors de l'Allocation Unique Dégressive (AUD) à l'allocation d'Aide au Retour à l'Emploi (ARE) et peut bénéficier des offres de services (OFS). Les individus présents dans l'échantillon prélevé sur le flux signent le PARE à leur inscription au chômage et ont également la possibilité d'accéder aux OFS. Dans notre étude, nous ne considérons que la première OFS proposée à un chômeur. Ainsi, en tout, nous disposons de 38004 observations dans l'échantillon de stock et de 44552 observations dans l'échantillon de flux.

2.4. Statistiques descriptives de la répartition des offres de services (OFS) dans les échantillons de stock et de flux.

Dans le fichier de stock, seulement 55% des chômeurs ont bénéficié au moins d'une offre de service, contre 86% dans l'échantillon de flux. La différence peut s'expliquer par les délais de mise en place de la réforme. Ce sont les offres de service de type 1 et 2 qui sont le plus représentées. Ainsi, les offres de service de type 1 sont dispensées à 18% des chômeurs de l'échantillon de stock et à 41% des chômeurs de l'échantillon de flux. Les OFS de type 2 concernent 27% des chômeurs de l'échantillon de stock et 37% des chômeurs de l'échantillon de flux. Les OFS de type 3 et 4 sont beaucoup moins fréquentes. La répartition des OFS en fonction du sexe, de l'âge, de la qualification, du motif d'entrée en chômage, du dernier salaire et de l'ancienneté en chômage au 30 juin 2001, est présentée dans le tableau 2.1. Pour plus de détails sur la mise en place du PARE, le lecteur pourra consulter les travaux de Debauche et Jugnot, 2005, et Boisard et al., 2005.

3. L'effet de l'accompagnement sur le chômage de longue durée

Une première analyse, extrêmement simple, consiste à comparer les probabilités de survie, c'est-à-dire les probabilités de rester en chômage au-delà d'une certaine durée, pour deux groupes de chômeurs :

1. les chômeurs passés par une OFS d'un type donné (de niveau 1, 2, 3 ou 4) et ceux qui n'ont bénéficié d'aucune OFS,

[2]Sylvie Blasco (2007) a réalisé une analyse spécifique de la décision de basculement dans le PARE.

Tab. 2.1 – Répartition des offres de services (OFS) dans les fichiers de stock et de flux

	Fichier de stock						Fichier de flux					
	Pas d'OFS	OFS1	OFS2	OFS3	OFS4	Total	Pas d'OFS	OFS1	OFS2	OFS3	OFS4	Total
Sexe												
Homme	47,28	18,44	26,95	6,63	0,70	48,1	14,08	42,40	37,47	5,59	0,45	51,5
Femme	43,60	18,64	27,95	9,21	0,59	52,0	14,21	40,26	37,24	7,87	0,41	48,5
Age												
Moins de 25 ans	42,78	19,29	29,07	7,94	0,92	17,1	14,73	39,23	39,07	6,43	0,54	27,9
Entre 25 et 40 ans	41,48	19,51	30,27	8,28	0,46	44,9	14,21	41,22	37,65	6,59	0,32	45,2
Plus de 40 ans	51,15	17,07	23,43	7,62	0,74	38,0	13,43	43,81	35,09	7,16	0,51	27,0
Qualification												
Cadre	51,52	17,46	25,45	5,52	0,05	5,0	4,06	53,56	32,57	9,72	0,10	4,5
Profession intermédiaire	54,20	17,94	22,21	5,39	0,26	8,0	7,71	46,35	39,27	6,52	0,14	3,2
Employé	44,17	19,45	27,64	8,21	0,53	44,7	13,85	41,82	37,22	6,67	0,44	49,9
Ouvrier	44,44	17,66	28,53	8,39	0,98	37,7	16,33	38,84	37,86	6,47	0,51	36,7
Sans qualification	42,67	19,30	28,41	9,28	0,34	4,6	14,27	41,27	38,00	6,15	0,31	5,8
Motif d'entrée en chômage												
Licenciement économique	51,98	16,06	24,60	6,91	0,45	11,8	5,19	47,68	40,13	6,87	0,13	10,6
Autre type de licenciement	46,65	16,56	28,37	7,87	0,54	25,8	6,26	45,01	40,20	8,19	0,33	20,4
Fin de CDD	44,17	19,86	27,12	8,09	0,77	55,4	19,02	38,74	35,61	6,10	0,53	62,1
Démission	37,71	19,47	33,33	9,17	0,31	5,1	5,45	45,41	41,27	7,52	0,34	3,9
Autre motif	42,74	20,11	27,30	9,19	0,67	2,0	9,83	43,35	39,23	7,30	0,29	3,1
Dernier salaire												
Premier quartile	41,54	16,68	29,86	10,56	1,36	25,0	17,98	35,18	38,22	7,74	0,87	25,0
Deuxième quartile	42,94	19,41	27,94	9,01	0,70	25,0	14,75	38,86	38,84	7,03	0,52	25,0
Troisième quartile	45,24	18,49	28,56	7,31	0,40	25,0	14,14	42,41	37,65	5,57	0,22	25,0
Quatrième quartile	51,77	19,60	23,51	5,01	0,12	25,0	9,72	49,00	34,72	6,44	0,12	25,0
Ancienneté en chômage au 30 juin 2001												
Moins de 4 mois	42,65	22,45	27,82	6,54	0,54	36,7	-	-	-	-	-	-
Entre 4 et 6 mois	41,57	19,33	29,73	8,80	0,56	13,1	-	-	-	-	-	-
Entre 6 et 12 mois	43,09	17,69	29,24	9,24	0,73	21,8	-	-	-	-	-	-
Entre 12 et 18 mois	43,35	16,59	29,51	9,64	0,91	11,6	-	-	-	-	-	-
Plus de 18 mois	58,59	11,86	21,25	7,65	0,66	16,9	-	-	-	-	-	-
TOTAL	45,37	18,55	27,47	7,97	0,64	100,0	14,15	41,37	37,36	6,70	0,43	100,0

Source : Fichier national des allocataires, Unedic, Paris (calculs des auteurs)

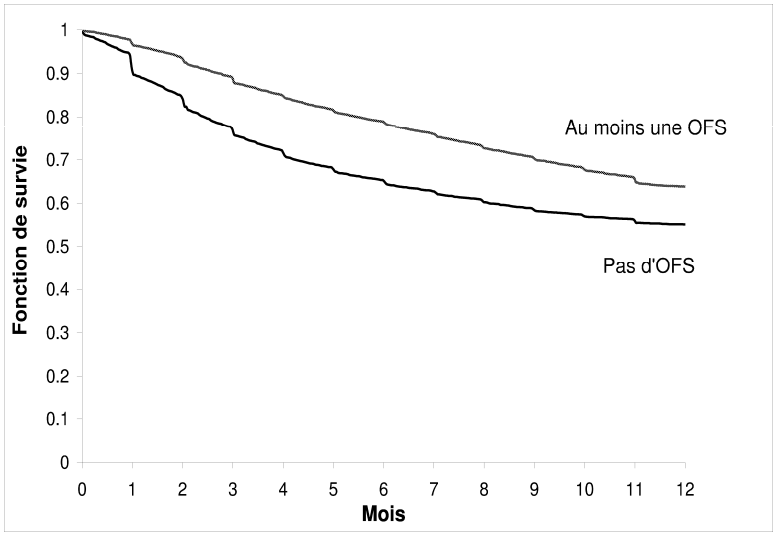
2. les chômeurs passés par une OFS d'un certain type et ceux ayant bénéficié d'une OFS d'un autre type.

La fonction de survie de la durée de chômage T calculée en une valeur t donnée de l'ancienneté en chômage est la probabilité que la durée de chômage T soit supérieure à t. Si cette fonction de survie est notée $S(t)$, elle est alors égale à :

$$S(t) = \Pr(T > t)$$

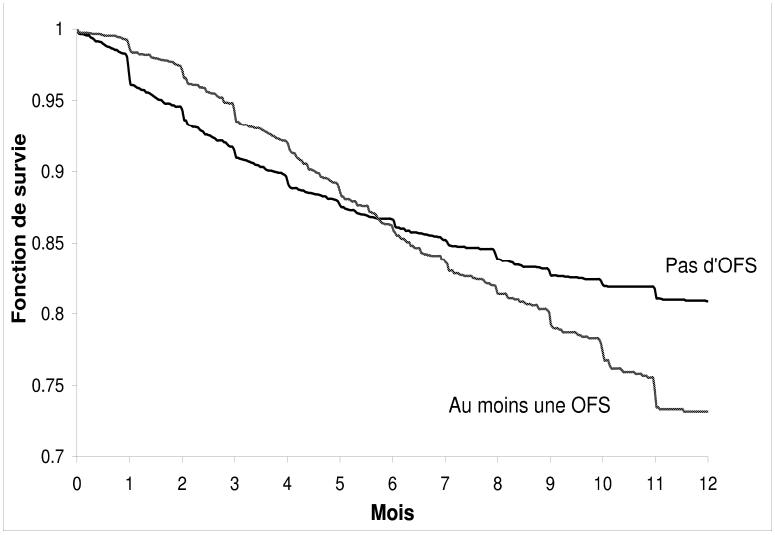
Pour un échantillon d'observations de durées supposées indépendantes et identiquement distribuées, mais éventuellement incomplètes (c'est-à-dire censurées à droite), un estimateur non-paramétrique de cette fonction de survie est fourni par l'estimateur de Kaplan-Meier. C'est cet estimateur que nous avons calculé pour différents sous-échantillons, et en premier lieu pour différents sous-groupes de l'échantillon extrait du stock des chômeurs indemnisés au 30 juin 2001. Pour ces sous-échantillons, la durée analysée est la *durée résiduelle de chômage*, définie comme la durée totale de l'épisode de chômage diminuée de la durée écoulée au 30 juin 2001.

FIG. 3.1 – Fonction de survie des individus passés ou non par une OFS (échantillon de stock) ; test de Wilcoxon d'égalité des distributions : valeur de la statistique de test Chi2(1 ddl)=924 ; source : Fichier national des allocataires, Unedic, Paris (estimations des auteurs)



Commençons par examiner la probabilité de survie en chômage des individus présents dans la population en chômage indemnisé au 30 juin 2001, selon qu'ils ont bénéficié ou non d'au moins une OFS, quelle que soit leur ancienneté en chômage. Comme l'indique la figure 3.1, les fonctions de survie estimées des deux groupes

FIG. 3.2 – Fonction de survie des individus avec une ancienneté de chômage supérieure à 18 mois, selon qu'ils ont bénéficié ou non d'une OFS (échantillon de stock) ; test de Wilcoxon d'égalité des distributions : valeur de la statistique de test Chi2(1 ddl)=411 ; source : Fichier national des allocataires, Unedic, Paris (estimations des auteurs)



sont très significativement différentes : les chômeurs passés par une OFS restent plus longtemps en chômage ; 65% d'entre eux sont encore en chômage un an après, contre 55% pour ceux qui n'ont pas obtenu d'OFS.

A première vue donc, le passage par une OFS aurait un effet négatif sur le taux de sortie du chômage. Mais, et le reste de l'analyse le confirmera, cet effet apparent est principalement dû à un effet de composition. Si, comme on le verra à la section 5, les services de l'emploi proposent prioritairement aux chômeurs les moins qualifiés les offres d'aide et d'accompagnement, le fait qu'on les observe sortir moins rapidement du chômage n'est pas l'effet de l'OFS, mais est imputable à leurs caractéristiques individuelles. Pour s'en convaincre, considérons le sous-groupe des chômeurs ayant déjà passé au moins 18 mois en chômage au 30 juin 2001. Ce groupe est beaucoup plus homogène en termes de caractéristiques d'âge et de qualification (âge plus élevé, moindre qualification). Si l'on fait le même exercice sur ces deux sous-groupes, parmi ces chômeurs de très longue durée qui ont bénéficié d'une OFS, le résultat est sensiblement modifié. Ceux ayant bénéficié d'une OFS sortent plus vite du chômage : 74% d'entre eux sont encore en chômage un an après le 30 juin 2001, alors que 82% de ceux qui n'ont reçu aucune OFS sont encore chômeurs au 30 juin 2002 (voir Figure 3.2).

FIG. 3.3 – Fonction de survie des individus passés par une OFS de type 1, 2 ou 3 (échantillon de stock) ; test de Wilcoxon d'égalité des distributions : valeur de la statistique de test Chi2(3 ddl)=1032 ; source : Fichier national des allocataires, Unedic, Paris (estimations des auteurs)

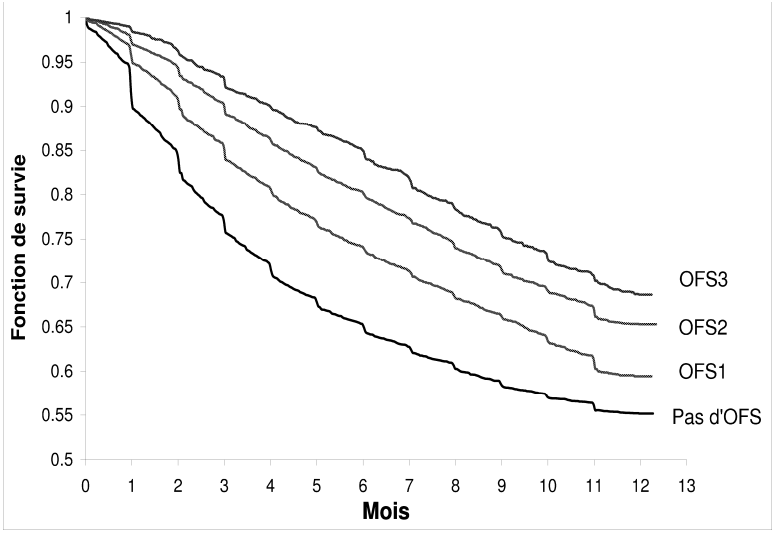


FIG. 3.4 – Fonction de survie des individus ayant une ancienneté de chômage supérieure à 18 mois, selon qu'ils ont bénéficié d'une OFS de niveau 1 ou n'ont bénéficié d'aucune OFS (échantillon de stock) ; test de Wilcoxon d'égalité des distributions : valeur de la statistique de test Chi2(1 ddl)=21 ; source : Fichier national des allocataires, Unedic, Paris (estimations des auteurs)

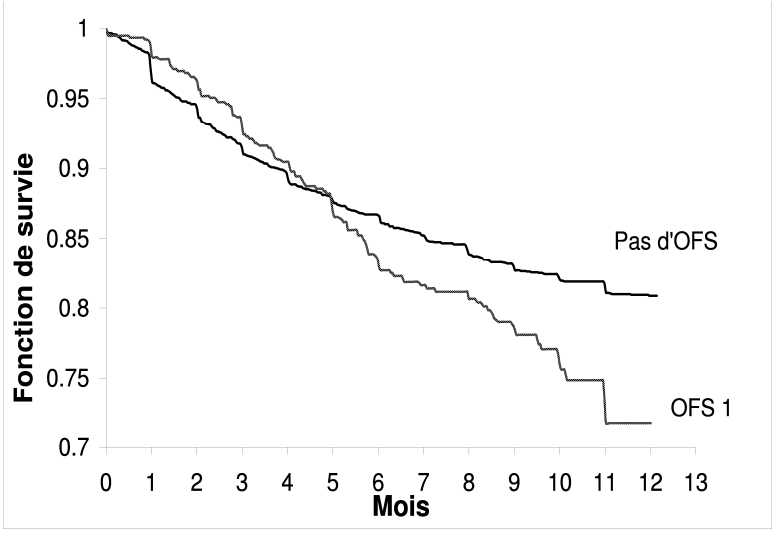


FIG. 3.5 – Fonction de survie des individus ayant une ancienneté de chômage supérieure à 18 mois, selon qu'ils ont bénéficié d'une OFS de niveau 2 ou n'ont bénéficié d'aucune OFS (échantillon de stock) ; test de Wilcoxon d'égalité des distributions : valeur de la statistique de test Chi2(1 ddl)=392 ; source : Fichier national des allocataires, Unedic, Paris (estimations des auteurs)

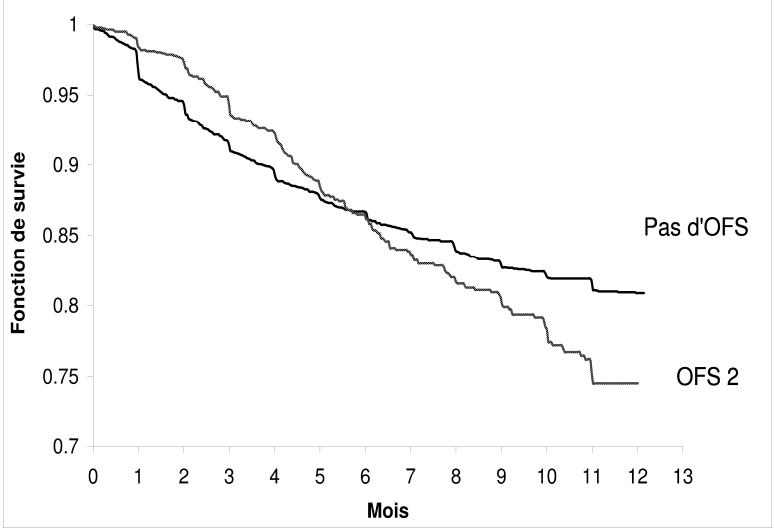


FIG. 3.6 – Fonction de survie des individus ayant une ancienneté de chômage supérieure à 18 mois, selon qu'ils ont bénéficié d'une OFS de niveau 3 ou n'ont bénéficié d'aucune OFS ; test de Wilcoxon d'égalité des distributions : valeur de la statistique de test Chi2(1 ddl)=294 ; source : Fichier national des allocataires, Unedic, Paris (estimations des auteurs)

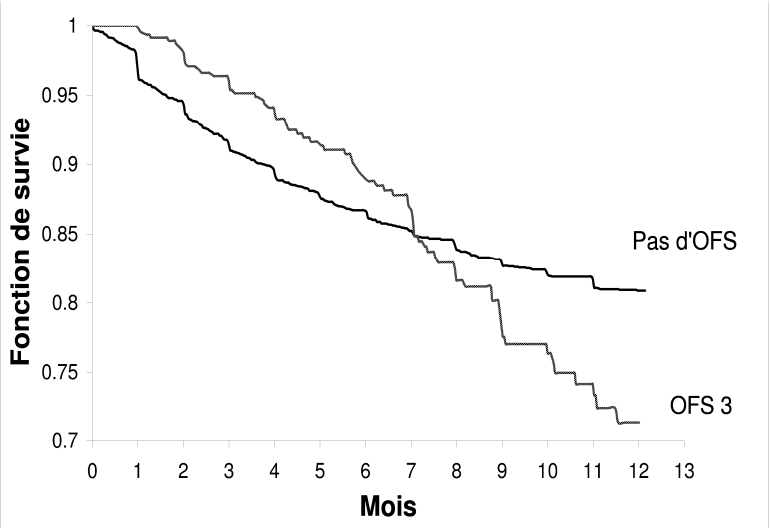
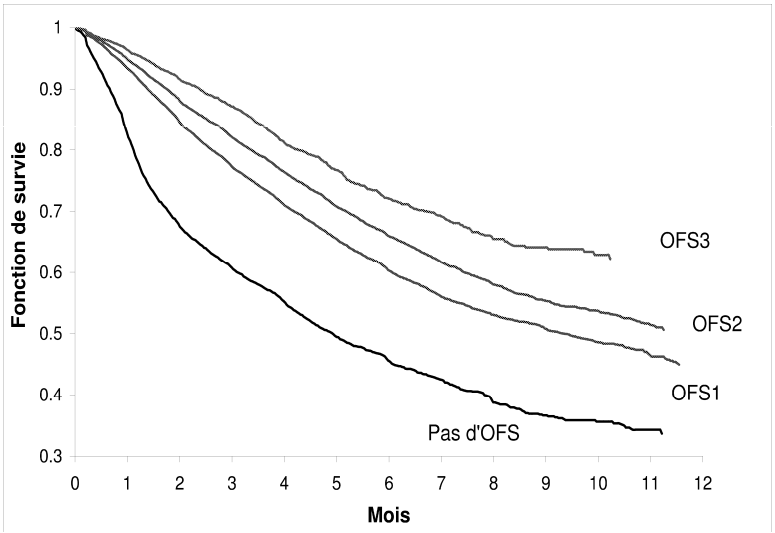


FIG. 3.7 – Fonction de survie des individus ayant bénéficié d'une OFS de type 1,2 ou 3 (échantillon de flux) ; test de Wilcoxon d'égalité des distributions : valeur de la statistique de test Chi2(3 ddl)=1685 ; source : Fichier national des allocataires, Unedic, Paris (estimations des auteurs)



Ce résultat est particulièrement important : le passage par une OFS a accéléré le retour à l'emploi des chômeurs de très longue durée encore en chômage au 30 juin 2001. Il est possible d'affiner ce résultat en considérant les différents niveaux d'offres de service (OFS de niveaux 1, 2, et 3)[3] et en comparant chacun de ces sous-groupes au groupe de ceux qui n'ont bénéficié d'aucune OFS (voir Figures 3.3 à 3.6). Le résultat est chaque fois en faveur de l'accompagnement, que le niveau de l'offre de service soit "le libre accès" (OFS de niveau 1), "l'appui individualisé" (OFS de niveau 2), ou "l'appui renforcé" (OFS de niveau 3).

Cette analyse ne peut être reproduite sur l'échantillon prélevé dans les flux d'individus entrés en chômage indemnisé après le mois de juillet 2001, car nous ne disposons pas pour ce second échantillon d'une période d'observation suffisamment longue. Par définition, nous ne pouvons pas y observer de chômeurs de longue, et qui plus est de très longue durée. Le résultat obtenu grâce à l'échantillon de stock, et concernant l'effet de l'accompagnement sur le retour à l'emploi des chômeurs de très longue durée, a donc une valeur particulière. Lorsque, dans l'échantillon prélevé sur le flux d'entrants, l'on compare les individus ayant obtenu une OFS à ceux n'en n'ayant pas obtenu, on retrouve le même résultat que dans l'échantillon de stock : les individus qui ont bénéficié des OFS sortent apparemment moins

[3]Le faible nombre de chômeurs de plus de 18 mois d'ancienneté passés par une OFS de niveau 4 ne permet pas de faire une comparaison sur la base des estimateurs non-paramétriques des fonctions de survie.

vite du chômage que ceux n'en ayant pas bénéficié (voir Figure 3.7). Là encore, il est possible de mettre ce résultat sur le compte d'un effet de composition, les individus ayant bénéficié des OFS présentant vraisemblablement des caractéristiques individuelles moins favorables à un retour rapide en emploi. La suite de notre analyse va s'attacher à mettre ce point en évidence.

4. L'effet des caractéristiques individuelles sur le taux de retour à l'emploi

L'analyse est réalisée sur l'échantillon des individus entrés en chômage indemnisé entre le 1er juillet 2001 et le 30 juin 2002. L'échantillon est obtenu en prélevant des entrants de manière aléatoire dans le flux entre 2001 et 2002. Il contient 44552 individus.

Nous estimons l'impact des caractéristiques individuelles (genre, âge, qualification, motif d'entrée en chômage et dernier salaire perçu) sur le taux de retour en emploi. Le modèle retenu ici est celui proposé par Cox. L'avantage de ce modèle est qu'il permet d'obtenir simultanément les estimations des effets des variables explicatives individuelles sur le taux de retour en emploi et l'évolution de ce taux en fonction de l'ancienneté en chômage.

L'analyse est conduite séparément sur quatre groupes de chômeurs. Le premier groupe correspond aux individus qui n'ont bénéficié d'aucune offre de service. Le deuxième comprend des chômeurs qui ont commencé par recevoir une offre de service de niveau 1 ("libre accès") ; le troisième une offre de service de niveau 2 ("accès individualisé") et le quatrième une offre de service de niveau 3 ("accompagnement renforcé").

Les femmes, les individus âgés de plus de 40 ans et les ouvriers ont des taux de retour en emploi plus faibles. Mais les personnes âgées de moins de 25 ans ont des taux de retour à l'emploi plus élevés (cf. tableau 4.1). C'est le cas également des personnes entrées en chômage à la suite d'une fin de contrat de travail à durée déterminée ou d'une démission. Enfin, l'intensité de transition du chômage vers l'emploi est une fonction croissante du dernier salaire perçu.

A partir des estimations du modèle de Cox, on a calculé les taux de retour en emploi de la population de référence, en fonction de l'ancienneté en chômage, selon le niveau de la première offre de service dont a bénéficié l'individu (cf. Figure 4.1). Les strates "OFS1", "OFS2" et "OFS3" correspondent, sur ce graphique, respectivement, aux offres de service de niveau 1 ("libre accès"), de niveau 2 ("accès individualisé") et 3 ("accompagnement renforcé "). La strate "PAS d'OFS" correspond aux individus qui n'ont reçu aucune offre de service.

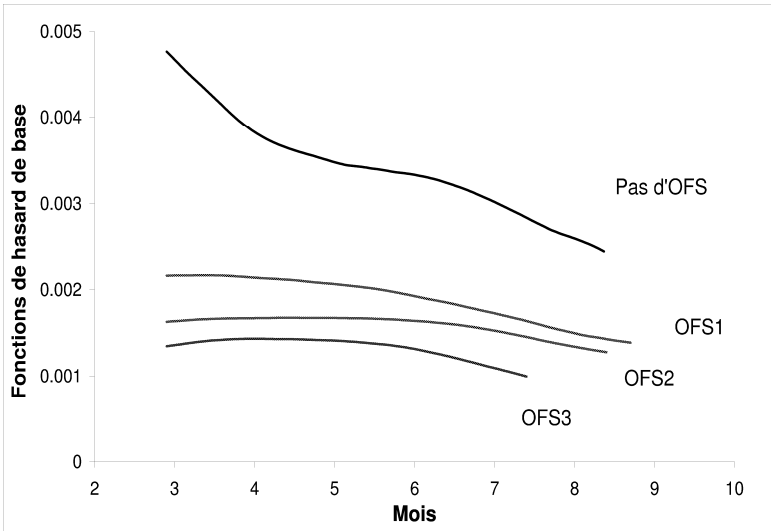
On peut remarquer que les individus qui n'ont bénéficié d'aucune offre de service ont des probabilités instantanées de trouver un emploi toujours plus élevées que ceux qui ont bénéficié au moins d'une offre de service. Parmi ceux qui ont reçu au moins une OFS, ceux pour qui la première correspond à un accompagnement

Tab. 4.1 – Effets des caractéristiques individuelles sur le taux de retour en emploi ; source : Fichier national des allocataires, Unedic, Paris (estimations des auteurs)

Variable	Paramètre estimé	Ecart type
Sexe		
Homme	Réf.	
Femme	-0,11544**	0,01749
Age		
Moins de 25 ans	0,37605**	0,01964
Entre 25 et 40 ans	Réf.	
Plus de 40 ans	-0,436*09**	0,02266
Qualification		
Employé	Réf.	
Ouvrier	-0,03565**	0,01800
Cadre ou profession intermédiaire	-0,04856	0,03833
Motif d'entrée en chômage		
Licenciement économique	Réf.	
Autre type de licenciement	-0,05617	0,03876
Fin de CDD	0,05065**	0,03386
Démission	0,15434**	0,05373
Autre motif	0,50491	0,05404
Niveau du dernier salaire		
Premier quartile	Réf.	
Deuxième quartile	0,0657**	0,02339
Troisième quartile	0,1603**	0,02366
Quatrième quartile	0,1120**	0,02684

Remarques : Le tableau 4.1 ne concerne que les personnes entrées en chômage indemnisé à partir du 1er juillet 2001 soit dans notre échantillon 44552 individus. ** signifie que la variable explicative est significative à 5% et * signifie que la variable explicative est significative à 10%.
L'individu de référence est un homme, adulte (25-40 ans), employé, entré en chômage indemnisé après un licenciement économique et qui percevait un salaire plus petit que le premier quartile de la distribution des derniers salaires. Q1 est le premier quartile de la distribution des derniers salaires perçus soit 927 Euros, Q2 est le deuxième quartile de la distribution des derniers salaires soit 1205 Euros et Q3 est son troisième quartile soit 1513 Euros.

FIG. 4.1 – Taux de retour en emploi selon le niveau de l'offre de service ; source : Fichier national des allocataires, Unedic, Paris (estimations des auteurs)



plus important, ont des probabilités de reprise d'emploi plus faibles. Ce résultat peut correspondre à un effet de sélection (ou d'auto-sélection) des individus à l'entrée dans ces dispositifs.

Il faut toutefois remarquer que les probabilités de retour en emploi se rapprochent au fur et à mesure que l'ancienneté en chômage augmente. Cependant, pour pouvoir apprécier très précisément les effets des mécanismes de sélection (ou d'auto-sélection) à l'entrée de ces dispositifs et l'impact de ces offres de service sur le retour en emploi, il est nécessaire de considérer une modélisation jointe de la probabilité d'accès à ces dispositifs et de la durée de chômage.

En effet, dans ce qui a été fait jusqu'à présent, l'accès aux différentes types d'offres de service, a été supposé exogène. Si cette hypothèse d'exogénéité était vérifiée, elle impliquerait que la probabilité d'une proposition d'offre de service serait la même pour tous les chômeurs, qu'ils diffèrent ou non du point de vue de leurs caractéristiques observables dans l'échantillon (sexe, âge, qualification, niveau de diplôme, salaire antérieur, etc.), ou bien de leurs caractéristiques non observables par le statisticien (état de santé, expérience professionnelle passée, etc.). A l'évidence, cette hypothèse ne peut être maintenue. Il est légitime de la lever, notamment en supposant que l'accès à une OFS dépend des caractéristiques individuelles observables et non observables. Cette spécification plus générale sera envisagée dans la section 6. Cependant, avant de passer à cette étape de l'analyse, il est nécessaire d'étudier le profil individuel de ceux qui bénéficient en priorité des offres de service dans l'échantillon prelevé sur les flux d'entrée an chômage.

5. L'accès aux offres de service

Une première analyse simple nous permet de savoir quels sont les groupes de chômeurs qui ont accédé le plus fréquemment à une offre de service de type donné. Pour ce faire, nous estimons des modèles logit multinomiaux à effets aléatoires nous permettant d'identifier les caractéristiques observables, ou combinaisons de caractéristiques observables, qui rendent plus probable l'accès à l'un de ces types d'offres de services. Cette analyse descriptive préalable nous aidera à construire le modèle plus général estimé dans la section suivante.

Le modèle estimé est un modèle logit multinomial à effets aléatoires dans lequel la variable expliquée Y_i est le niveau de la première offre de service acceptée par le chômeur i de caractéristiques individuelles observables Z_i. Celle-ci peut prendre les valeurs suivantes :
- $Y_i = 0$ (pas d'offre de service),
- $Y_i = 1$ (offre de type "libre accès", ou OFS de niveau 1),
- $Y_i = 2$ (offre de type "appui individualisé", ou OFS de niveau 2),
- $Y_i = 3$ (offre de type "accompagnement renforcé", ou OFS de niveau 3).

La probabilité conditionnelle qu'un chômeur i n'ait pas reçu d'OFS est donnée par l'expression suivante :

$$\Pr\left(Y_i = 0 \mid Z_i, \nu_i\right) = \frac{\exp\left(Z_i\beta_0 + \nu_{i0}\right)}{\sum_{k'=0}^{3} \exp\left(Z_i\,\beta_{k'} + \nu_{ik'}\right)}, \tag{5.1}$$

où les termes ν_{ik}, $k = 0, 1, 2, 3$, représentent des éléments scalaires d'hétérogénéité individuelle inobservables.

La probabilité que l'offre de service acceptée par un chômeur i de caractéristiques observables Z_i soit de type k ($k = 1, 2, 3$) est donnée par la formule :

$$\Pr\left(Y_i = k \mid Z_i, \nu_i\right) = \frac{\exp\left(Z_i\beta_k + \nu_{ik}\right)}{\sum_{k'=0}^{3} \exp\left(Z_i\beta_{k'} + \nu_{ik'}\right)}, \quad k = 1, 2, 3 \tag{5.2}$$

où Z_i est un vecteur de dimension $(1, K)$ et β_k est un vecteur inconnu de dimension $(K, 1)$, représentant l'influence des variables Z_i sur le niveau de la probabilité d'accéder à une offre de service de type k. Comme habituellement, on pose $\beta_0 = 0$ et $\nu_{i0} = 0$ pour que le modèle soit identifiable. De ce fait, la probabilité de ne pas passer par une OFS est égale à :

$$\Pr\left(Y_i = 0 \mid Z_i, \nu_i\right) = \frac{1}{1 + \sum_{k'=1}^{3} \exp\left(Z_i\beta_{k'} + \nu_{ik'}\right)}$$

et les paramètres doivent être interprétés comme les effets des variables explicatives Z_i sur la probabilité de passer par une OFS de niveau k relativement à la

Tab. 5.1 – Modèle logit multinomial à effets aléatoires : probabilité d'accéder à une OFS de niveau k=1, 2 ou 3 (échantillon de stock) ; source : Fichier national des allocataires, Unedic, Paris (estimations des auteurs)

Variable	Type de l'OFS	Paramètre estimé	Ecart type
Constante	1	-4,1155**	0,2137
	2	-4,4008**	0,1927
	3	-5,6685**	0,2873
Sexe			
Homme	Réf.		
Femme	1	0,0609*	0,0349
	2	0,0065	0,0314
	3	0,2128**	0,0468
Age	1	0,1885**	0,0111
	2	0,2503**	0,0101
	3	0,2261**	0,0150
Age au carré	1	-0,2578**	0,0142
	2	-0,3569**	0,0130
	3	-0,3145**	0,0194
Qualification			
Cadre	1	-0,0304	0,0843
	2	0,1988**	0,0768
	3	0,1402	0,1263
Profession intermédiaire	1	-0,2341**	0,0652
	2	-0,2889**	0,0609
	3	-0,3206**	0,0975
Employé	Réf.		
Ouvrier	1	-0,0677*	0,0375
	2	0,0738**	0,0334
	3	0,0315	0,0488
Valeurs manquantes	1	0,0054	0,0929
	2	0,1094	0,0832
	3	0,1883	0,1182
Motif d'entrée en chômage			
Licenciement économique	Réf.		
Autre forme de licenciement	1	0,0725	0,0599
	2	0,2170**	0,0527
	3	0,1534*	0,0783
Fin de CDD	1	0,0894	0,0561
	2	-0,0899*	0,0501
	3	-0,0581	0,0741
Démission	1	0,2282**	0,0893
	2	0,3032**	0,0781
	3	0,1717	0,1148
Autre motif	1	0,2356	0,1443
	2	0,0382	0,1316
	3	0,0986	0,1879

TAB. 5.2 – Suite du tableau 5.1 ; source : Fichier national des allocataires, Unedic, Paris (estimations des auteurs)

Variable	Type de l'OFS	Paramètre estimé	Ecart type
Niveau du dernier salaire			
Premier quartile	Réf.		
Deuxième quartile	1	0,0944**	0,0477
	2	-0,2091**	0,0419
	3	-0,2501**	0,0582
Troisième quartile	1	-0,0238	0,0489
	2	-0,2290**	0,0427
	3	-0,5010**	0,0619
Quatrième quartile	1	0,0229	0,0536
	2	-0,4773**	0,0487
	3	-0,9409**	0,0753
Ancienneté en chômage au 30 juin 2001			
Moins de 4 mois	Réf.		
Entre 4 et 6 mois	1	-0,1629**	0,0517
	2	0,0870*	0,0468
	3	0,2677**	0,0699
Entre 6 et 12 mois	1	-0,2972**	0,0444
	2	0,0211	0,0399
	3	0,2729**	0,0592
Entre 12 et 18 mois	1	-0,3250**	0,0572
	2	0,0887*	0,0501
	3	0,3495**	0,0727
Plus de 18 mois	1	-0,8189**	0,0556
	2	-0,3346**	0,0482
	3	0,0195	0,0704
Effectif		38004	
Log-vraisemblance		-45126	

Remarque : Le premier quartile de la distribution des salaires perçus avant l'épisode de chômage représente 927 Euros, le deuxième quartile est égal à 1205 Euros et le troisième est égal à 1513 Euros.

TAB. 5.3 – Modèle logit multinomial à effets aléatoires : probabilité d'accéder à une OFS de niveau k=1, 2 ou 3 (échantillon de flux) ; source : Fichier national des allocataires, Unedic, Paris (estimations des auteurs)

Variable	Type de l'OFS	Paramètre estimé	Écart type
Constante	1	3,1309**	0,2028
	2	2,2972**	0,2056
	3	0,0762	0,2974
Sexe			
Homme	Réf.		
Femme	1	0,0703**	0,0341
	2	0,0549	0,0344
	3	0,4196**	0,0506
Age	1	-0,0806**	0,0109
	2	-0,0132	0,0111
	3	-0,0117	0,0263
Age au carré	1	0,1001**	0,0146
	2	-0,0044	0,0150
	3	0,0018	0,0216
Qualification			
Cadre	1	0,8473**	0,1266
	2	0,6826**	0,1297
	3	1,3292**	0,1515
Profession intermédiaire	1	0,3932**	0,1165
	2	0,5371**	0,1177
	3	0,5505**	0,1562
Employé	Réf.		
Ouvrier	1	-0,1482**	0,0353
	2	-0,0342	0,0356
	3	0,0011	0,0529
Non renseigné	1	-0,1199	0,0766
	2	-0,0498	0,0770
	3	-0,2210*	0,1176

probabilité de ne pas bénéficier d'aucune OFS. Un coefficient positif signifie que la variable explicative correspondante accroît la probabilité relative de passer par une OFS de niveau k.

Le vecteur des termes d'hétérogénéité individuelle $\nu_i = (\nu_{i1}, \nu_{i2}, \nu_{i3})'$, sont supposés être indépendants et identiquement distribués selon une loi $N(0, I_3)$.

L'estimation a été tout d'abord réalisée sur l'échantillon des chômeurs présents dans le stock des chômeurs indemnisés au 30 juin 2001. En raison de leur trop faible effectif, les chômeurs passés par une OFS de niveau 4 ont été écartés de l'estimation. De ce fait, l'indice k' apparaissant dans la formule (5.2) varie de $k' = 0$ à $k' = 3$. Les résultats de l'estimation de ce modèle logit multinomial à effets aléatoires sont reportés dans les tableaux 5.1 et 5.2.

Tab. 5.4 – Suite du tableau 5.3 ; source : Fichier national des allocataires, Unedic, Paris (estimations des auteurs)

Variable	Type de l'OFS	Paramètre estimé	Écart type
Motif d'entrée en chômage			
Licenciement économique	Réf.		
Autre licenciement	1	-0,2569**	0,0837
	2	-0,1952**	0,0844
	3	-0,0065	0,1059
Fin de CDD	1	-1,4077**	0,0734
	2	-1,4836**	0,0741
	3	-1,3935**	0,0957
Démission	1	-0,1132	0,1296
	2	-0,1645	0,1303
	3	-0,1747	0,1652
Autre motif	1	-0,5686**	0,1309
	2	-0,6539**	0,1318
	3	-0,3656**	0,1770
Niveau du dernier salaire			
Premier quartile du salaire	Réf.		
Deuxième quartile du salaire	1	0,3558**	0,0447
	2	0,2058**	0,0444
	3	0,1110*	0,0648
Troisième quartile du salaire	1	0,5110**	0,0455
	2	0,2054**	0,0457
	3	-0,0638	0,0686
Quatrième quartile du salaire	1	0,7580**	0,0516
	2	0,2087**	0,0525
	3	0,0438	0,0766
Effectif		44552	
Log-vraisemblance		-51962	

Les estimations du modèle logit multinomial à effets aléatoires (5.2) montrent que, dans l'échantillon des chômeurs présents dans le stock des chômeurs indemnisés au 30 juin 2001 :

- les femmes accèdent plus fréquemment aux OFS de type 1 et 3 (le coefficient estimé n'est pas significativement différent de zéro pour les OFS de type 2) ;

- l'effet de l'âge est non linéaire ; ce sont les jeunes et les plus âgés qui bénéficient le moins des OFS ;

- les résultats sur les effets de la qualification ne permettent pas de dégager une tendance générale ; on note toutefois que les professions intermédiaires bénéficient moins des OFS que les employés ; les cadres et les ouvriers ont plus d'OFS de type 2 que les employés et les ouvriers ont moins d'OFS de type 1 que les employés ; les autres coefficients estimés ne sont pas statistiquement significatifs ;

- les personnes licenciées pour raison économique bénéficient plus de l'accompagnement que les individus ayant connu une fin de CDD ; par ailleurs, les individus ayant démissionné pour des raisons donnant droit aux allocations (par exemple, mutation du conjoint) bénéficient plus des offres de services que les licenciés économiques ;

- plus les salaires perçus avant l'entrée en chômage, sont élevés, moins les individus bénéficient de l'accompagnement ;

- plus leur ancienneté en chômage est élevée et plus les chômeurs bénéficient d'un accompagnement renforcé.

L'estimation est ensuite réalisée sur l'échantillon prélevé sur les flux d'entrée. Pour les mêmes raisons que précédemment, les chômeurs passés par une offre de service de niveau 4 ("accompagnement social") ont été écartés de l'estimation. Les résultats de l'estimation de ce modèle logit multinomial à effets aléatoires sont reportés dans les tableaux 5.3 et 5.4.

Les estimations du modèle logit multinomial à effets aléatoires (5.2) montrent que, dans l'échantillon de flux :

- de même que précédemment, les femmes accèdent plus fréquemment aux OFS de type 1 et 3 ;

- en revanche, l'effet de l'âge est très différent ; ce sont les plus jeunes et les plus âgés qui bénéficient plus souvent de l'OFS de niveau 1 mais l'âge n'est pas discriminant pour les autres OFS ;

- les cadres et les professions intermédiaires bénéficient davantage des OFS que les employés ; les ouvriers bénéficient moins des OFS de type 1 que les employés ;

- de même que précédemment, on trouve que les individus licenciés pour raison économique bénéficient plus de l'accompagnement que les individus entrés en chômage à l'issue d'un CDD ;

- plus le salaire précédent est élevé, moins le chômeur bénéficie de l'accompagnement.

Ces résultats mettent en évidence le fait que le niveau de l'offre de service proposée ne peut être traitée comme une variable exogène, aléatoirement distri-

buée dans la population des chômeurs indemnisés. Pour que ses effets sur le taux de sortie du chômage soient correctement estimés, la procédure d'estimation doit tenir compte de l'éventuelle endogénéité de l'accès à l'offre de service. Si le biais dû à l'endogénéité de la variable indicatrice du niveau d'OFS n'est pas corrigé, les estimations peuvent ne pas rendre compte de l'impact réel des OFS sur le taux de retour à l'emploi, et l'on risque d'attribuer à un passage par une OFS des effets qui devraient être attribués aux variables explicatives observables (sexe, âge, salaire, ancienneté, etc.) ou non. En d'autres termes, les effets négatifs des passages par des OFS que nous avons estimés dans les sections 3 et 4 résultent vraisemblablement d'un biais de composition que nous allons 8corriger explicitement dans la section suivante.

6. Un modèle simultané d'accès au dispositif d'accompagnement et de sortie du chômage

6.1. Présentation du modèle à deux équations

L'analyse qui précède a montré que les différentes offres de service ne sont pas proposées aléatoirement aux chômeurs. En particulier, nous avons vu que les services de l'emploi proposent plus souvent des offres de service renforcées de niveau 2 (ou plus) à des chômeurs adultes non qualifiés. Il est par ailleurs vraisemblable que les agents de l'ANPE disposent d'informations sur les chômeurs qui ne sont pas recensées dans les fichiers administratifs (par exemple, des informations relatives à l'expérience professionnelle passée ou à la santé des demandeurs d'emploi), et de ce fait, puissent évaluer leur besoin d'aide et d'accompagnement sur la base d'un ensemble de facteurs plus large que celui que le statisticien observe.

Pour tenir compte de l'endogénéité de l'offre de service proposée, nous allons approfondir l'analyse statistique de deux façons :

- Nous "endogénéisons" les offres de service, en faisant l'hypothèse que le niveau de l'offre proposée croît avec le besoin d'aide, et que celui-ci dépend de variables observables par le statisticien (telles que le sexe, l'âge ou la qualification), et d'un facteur individuel observé par les agents de l'ANPE mais pas par le statisticien ;
- Le taux de sortie du chômage dépend de trois types de facteurs : des mêmes variables observables (âge, sexe, qualification, etc.), du passage par une OFS de niveau 1, 2, 3 ou 4, mais aussi d'une composante d'hétérogénéité individuelle non observable par le statisticien. Cette composante est corrélée avec le facteur non observable caractérisant le besoin d'aide. Nous pouvons nous attendre à ce que cette corrélation soit négative : ceux ayant, toutes choses observables par ailleurs, un besoin d'aide plus élevé devraient avoir un taux de sortie du chômage plus faible (avant passage par une OFS).

Formellement, ces hypothèses donnent lieu à la construction d'un modèle à deux équations simultanées. La première équation est un Probit ordonné à cinq

modalités. Ce modèle repose sur une variable latente Y^* représentant le besoin d'accompagnement du chômeur. Les valeurs prises par cette variable définissent le niveau de l'offre de service proposé au chômeur, niveau qui est supposé aller croissant avec le besoin d'aide, c'est-à-dire avec la valeur de Y^*. Si la variable Y^* est très faible (formellement, inférieure à un certain seuil qu'il nous faudra estimer), le chômeur n'a pas besoin d'aide, et il sera observé ne passer par aucune OFS. Si à l'opposé, la variable Y^* est très élevée (formellement, supérieure à un autre seuil qu'il nous faudra également estimer), le chômeur a un fort besoin d'aide, et il sera observé passer par une OFS de niveau 4.[4]

Plus précisément, nous faisons l'hypothèse que le besoin d'aide du chômeur i de l'échantillon s'écrit sous la forme d'une variable aléatoire Y_i^* dont la valeur dépend linéairement de caractéristiques individuelles observables, notées Z_i (parmi lesquelles figurent l'âge, le sexe, la qualification), mais aussi d'un facteur v_i non observable par le statisticien, soit

$$Y_i^* = Z_i\gamma + \ v_i \tag{6.1}$$

où Z_i est un vecteur de dimension $(1, K)$ et γ est un vecteur inconnu de dimension $(K, 1)$, représentant l'influence des variables Z_i sur le niveau du besoin d'accompagnement. Nous ferons les hypothèses suivantes :

1. v_i est distribué selon une loi normale de moyenne 0 et de variance 1,
2. le niveau de l'offre de service proposé au chômeur est une fonction croissante par seuils du besoin d'aide Y_i^*. Ce niveau, qui est noté Y_i, est ainsi défini :
   - $Y_i = 0$ (aucune offre de service n'est faite au chômeur) si $Y_i^* < \delta_1$ (en ce cas, le besoin d'aide est faible),
   - $Y_i = 1$ (le chômeur est orienté vers une offre de service de type "libre accès", ou OFS de niveau 1) si Y_i^* est compris entre δ_1 et δ_2 $(\delta_2 > \delta_1)$,
   - $Y_i = 2$ (le chômeur est orienté vers une offre de service de type "appui individualisé", ou OFS de niveau 2) si Y_i^* est compris entre δ_2 et δ_3 $(\delta_3 > \delta_2)$,
   - $Y_i = 3$ (le chômeur est orienté vers une offre de service de type "appui renforcé", ou OFS de niveau 3) si Y_i^* est compris entre δ_3 et δ_4 $(\delta_4 > \delta_3)$,
   - $Y_i = 4$ (le chômeur est orienté vers une OFS de niveau 4) si Y_i^* est supérieur à δ_4 (en ce cas, le besoin d'aide est particulièrement élevé).

Au total, l'offre de service faite au chômeur est une fonction Y_i définie par :

$$Y_i = k \times \mathbf{1}\left[\delta_k < Y_i^* < \delta_{k+1}\right], \quad k = 0, ..., 4, \tag{6.2}$$

où, par convention, $\delta_0 = -\infty$ et $\delta_5 = +\infty$, et $\mathbf{1}[.]$ est une fonction indicatrice qui vaut 1 si l'expression entre crochets est vraie, 0 sinon.

[4]Pour une présentation de mesure d'associassion dans les modèles de durée, on pourra se référer, par exemple, à Van den Berg (1997)

La seconde équation de notre modèle est le taux de sortie du chômage, ou fonction de hasard de la loi de la durée T_i passée en chômage indemnisé par l'individu i. Cette fonction de hasard est donnée par :

$$\begin{aligned} h\left(t \mid Z_i, Y_i, \xi_i\right) &= \lim_{\Delta \to 0} \frac{\Pr\left[T_i \in \left]t, t+\Delta\right] \mid T_i > t, Z_i, Y_i, \xi_i\right]}{\Delta} \\ &= h^o\left(t\right) \exp\left[Z_i\beta + \sum\nolimits_{k=1}^{4} \lambda_k \mathbf{1}\left[Y_i = k\right] + \xi_i\right] \end{aligned} \tag{6.3}$$

La probabilité instantanée ou taux de sortie du chômage définie par l'équation (6.3) est donc supposée être affectée par trois types de facteurs :

1. tout d'abord, le temps passé en chômage (noté t) qui affecte le taux de sortie du chômage par le biais d'une fonction de hasard de base $h^o\left(t\right)$ qui dans notre application est supposée être de forme Weibull,[5] soit

$$h^o\left(t\right) = \alpha t^{\alpha-1}, \quad \alpha > 0;$$

2. ensuite, les caractéristiques individuelles, certaines observables par l'analyste, notées Z_i, et d'autres non observables, synthétisées sous la forme d'une variable aléatoire ξ_i ; ξ_i est supposée être corrélée aux variables aléatoires indépendantes v_i et v_i' affectant le besoin d'aide par le biais d'une relation linéaire simple :

$$\xi_i = a\, v_i + v_i' \tag{6.4}$$

le scalaire a pouvant être négatif ou positif[6], v_i et v_i' sont deux variables indépendantes et identiquement distribuées selon une loi N(0,1) ;

3. et enfin, de quatre fonctions indicatrices $\mathbf{1}\left[Y_i = k\right]$, $k = 1, ..., 4$, qui valent 1 ou 0 selon que le chômeur est passé ou non par une OFS de niveau k. Ces quatre fonctions indicatrices sont "endogènes" car engendrées par l'équation (6.1) dont le résidu v_i est corrélé à la composante ξ_i affectant le taux de sortie du chômage.

Les variables explicatives observables Z_i, Y_i et inobservable ξ_i interviennent multiplicativement par l'intermédiaire d'une fonction exponentielle (ce choix assure que le taux de reprise d'emploi doit être nécessairement positif). β est un vecteur de paramètres caractérisant les effets des variables explicatives observables regroupées dans le vecteur Z_i. Les scalaires λ_k, $k = 1, ..4$, représentent les effets des passages par les offres de service de niveau $k\,(k = 1, ..., 4)$. Dans la spécification retenue, la fonction de hasard de base ne dépend que d'un seul paramètre α positif dont la valeur estimée renseigne sur la nature de la dépendance vis-à-vis de la durée de chômage écoulée. En effet, lorsque $0 < \alpha < 1$, la fonction

[5] Cette hypothèse de spécification découle de l'analyse semi-paramétrique faite dans la section 3, qui a montré que les fonctions de hasard de base des durées de chômage sont toujours monotones croissantes ou décroissantes, quelle que soit l'offre de service qui a été faite au chômeur.

[6] Ce type de modèle à facteurs de charge a déjà été utilisé dans la littérature par Gilbert, Kamionka et Lacroix (2001) et par Kamionka et Lacroix (2008). Plus généralement, l'impact de l'hétérogénéité individuelle non observée a été abordé pat Heckman et Singer (1984)

de hasard conditionnelle est décroissante (strictement). Lorsque $\alpha > 1$, le taux de reprise d'emploi est croissant (strictement) et, lorsque $\alpha = 1$, la fonction de hasard conditionnelle est constante.

La Figure 6.1 présente un exemple d'évolution du taux de reprise d'emploi. L'impact des caractéristiques individuelles a pour conséquence de translater le taux de reprise d'emploi vers le haut (dans le cas d'un effet positif) ou vers le bas (lorsque l'effet de la variable "passage par une offre de service en libre accès" est négatif).

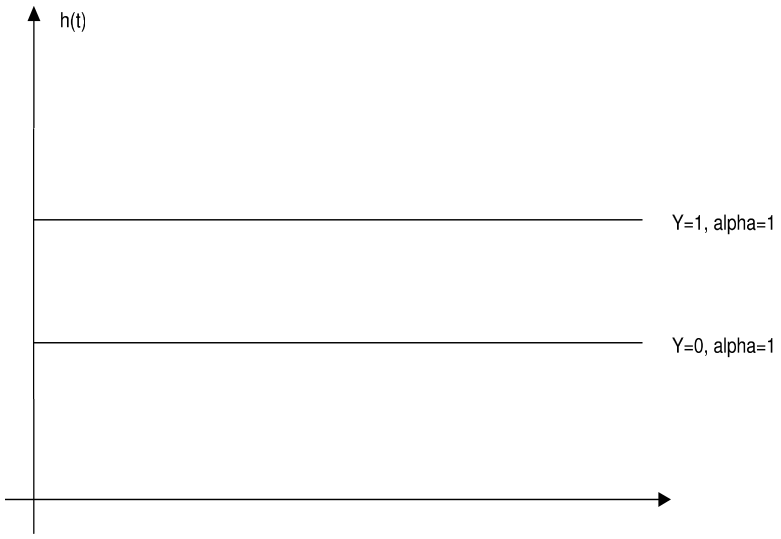
Sous les hypothèses faites ci-dessus, la loi de la durée de chômage conditionnelle aux caractéristiques observables et non-observables de l'individu est caractérisée par la fonction de survie suivante :

$$\begin{aligned} S\left(t \mid Z_i, Y_i, \xi_i\right) &= \Pr\left[T_i > t \mid Z_i, Y_i, \xi_i\right] \\ &= \exp\left\{-H^o\left(t\right)\exp\left[Z_i\beta + \sum_{k=1}^{4}\lambda_k \mathbf{1}\left[Y_i = k\right] + \xi_i\right]\right\} \end{aligned} \tag{6.5}$$

où

$$H^o\left(t\right) = \int_0^t h^o\left(u\right)du = t^\alpha$$

FIG. 6.1 – Exemple d'évolution possible du taux de reprise d'emploi selon que l'individu a bénéficié d'un offre de service en libre accès ($Y = 1$) ou d'aucune offre de service ($Y = 0$). Hypothèse d'un taux de reprise d'emploi constant ($\alpha = 1$).



Cette fonction de survie représente la probabilité pour que la durée de l'épisode de chômage soit supérieure à t (conditionnellement aux variables "exogènes" Z_i et

v_i, et aux fonctions "endogènes" $\mathbf{1}[Y_i = k]$, $k = 1, ..., 4$). La fonction de densité conditionnelle de la durée de chômage est égale à

$$\begin{aligned} f(t \mid Z_i, Y_i, \xi_i) &= h(t \mid Z_i, Y_i, \xi_i) \times S(t \mid Z_i, Y_i, \xi_i) \\ &= \alpha t^{\alpha-1} \exp\left[Z_i\beta + \sum_{k=1}^{4} \lambda_k \mathbf{1}[Y_i = k] + \xi_i\right] \\ &\quad \times \exp\left\{-t^{\alpha} \exp\left[Z_i\beta + \sum_{k=1}^{4} \lambda_k \mathbf{1}[Y_i = k] + \xi_i\right]\right\} \quad (6.6) \end{aligned}$$

Si l'individu i est observé sortir du chômage après être passé par une OFS de type k ($k = 0, ..., 4$), sa durée de chômage t_i est complète (non censurée à droite) et sa contribution à la fonction de vraisemblance de l'échantillon est

$$\begin{aligned} l(t_i, Z_i, Y_i) &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f(t_i \mid Z_i, Y_i, \xi_i)\ \mathbb{1}(Y_i = k)\ \phi(v_i)\left(v_i'\right) d\, v_i\, d\, v_i', \\ &= \int_{A_{ki}}^{B_{ki}} \int_{-\infty}^{+\infty} f(t_i \mid Z_i, Y_i, \xi_i)\ \phi(v_i)\, \phi\left(v_i'\right) d\, v_i\, d\, v_i'. \quad (6.7) \end{aligned}$$

Dans cette expression, ϕ et Φ sont respectivement la fonction de densité et de répartition de la loi normale centrée réduite $N(0, 1)$, l'expression de la densité conditionnelle $f(t_i \mid Z_i, Y_i, v_i)$ est donnée par l'équation (6.6) et

$$A_{ki} = \delta_k - Z_i\gamma \text{ et } B_{ki} = \delta_{k+1} - Z_i\gamma$$

Si l'individu i n'est pas sorti du chômage à la fin de la période d'observation, sa durée de chômage t_i est incomplète (censurée à droite) et sa contribution à la fonction de vraisemblance de l'échantillon diffère de la précédente formule. En effet, toujours dans le cas où l'individu est passé par une OFS de type k ($k = 0, ..., 4$), sa contribution à la vraisemblance de l'échantillon s'écrit maintenant sous la forme :

$$l(t_i, Z_i, Y_i) = \int_{A_{ki}}^{B_{ki}} \int_{-\infty}^{+\infty} S(t_i \mid Z_i, Y_i, v_i)\ \phi(v_i)\, \phi\left(v_i'\right) d\, v_i\, d\, v_i', \quad (6.8)$$

où l'expression de la fonction de survie conditionnelle $S(t_i \mid Z_i, Y_i, v_i)$ est donnée par l'équation (6.5). La fonction de vraisemblance correspondant aux contributions de type (6.7) et (6.8) est estimée par la méthode du maximum de vraisemblance simulé[7].

[7] On peut trouver le rappel des propriétés de l'estimateur de maximum de vraisemblance simulé dans Gouriéroux et Monfort (1997). Plus précisément, on peut trouver des exemples de cette méthode dans Kamionka (1998), dans Edon et Kamionka (2008) et dans Kamionka et Fougère (2008).

Tab. 6.1 – Estimation du modèle à deux équations (échantillon de flux) ; source : Fichier national des allocataires, Unedic, Paris (calculs des auteurs)

	Equation du besoin d'aide	
Variable	**Paramètre estimé**	**Écart type**
Sexe		
Homme	Réf.	
Femme	0,0160	0,0104
Age		
Age	-0,8380**	0,3420
Age au carré	0,5760	0,4625
Qualification		
Cadre	0,0781**	0,0266
Profession intermédiaire	0,0728**	0,0313
Employé	Réf.	
Ouvrier	-0,0264**	0,0112
Valeurs manquantes	-0,0342	0,0249
Motif d'entrée en chômage		
Licenciement économique		
Autre forme de licenciement	0,1773**	0,0198
Fin de CDD	-0,0581**	0,0178
Démission	0,2334**	0,0319
Autre motif	0,2040**	0,0371
Bornes		
δ_1	-0,5844**	0,0625
δ_2	0,2363**	0,0625
δ_3	1,4373**	0,0631
δ_4	2,5844**	0,0676

6.2. Résultats des estimations

6.2.1. L'effet de l'accompagnement sur le taux de retour à l'emploi

Les estimations sont reportées dans les tableaux 6.1 et 6.2, l'âge du chômeur est introduit sous la forme d'une variable continue et de son carré, de manière à pouvoir rendre compte d'éventuels effets non linéaires de l'âge sur la probabilité d'accéder à une offre de service et sur le taux de reprise d'emploi.

Les résultats de l'estimation sont remarquables à plusieurs titres. En premier lieu, il faut noter que la prise en compte de l'endogénéité du passage par une OFS modifie du tout au tout l'effet estimé des OFS sur le taux de sortie du chômage tel qu'il est mesuré dans une analyse stratifiée du type de celle de la section 4, où le passage par une OFS de type k ($k = 0, ..., 4$) est supposé être exogène. L'estimation du modèle à deux équations montre que le passage par une OFS accroît le taux de retour à l'emploi, toutes choses observables et non observables égales par ailleurs. Le taux de retour à l'emploi est d'autant plus facilité que le niveau de l'OFS augmente, c'est-à-dire que l'offre d'accompagnement est plus individualisée et intensifiée. Ce résultat apparaît au travers des coefficients associés

Tab. 6.2 – Estimation du modèle à deux équations (échantillon de flux) ; source : Fichier national des allocataires, Unedic, Paris (calculs des auteurs)

	Taux de sortie du chômage	
Variable	**Paramètre estimé**	**Écart type**
Paramètre alpha de la loi de Weibull	1,2517**	0,0142
Constante	-8,6834**	0,2164
Sexe		
Homme	Réf.	
Femme	-0,2083**	0,0272
Age		
Age	-1,9340**	0,9261
Age au carré	-1,5813	1,2685
Niveau de l'OFS		
Pas d'OFS	Réf.	
OFS1	1,7590**	0,0708
OFS2	3,3105**	0,1233
OFS3	5,3210**	0,1979
OFS4	7,3682**	0,3429
Qualification		
Cadre	-0,1981**	0,0735
Profession intermédiaire	-0,0726	0,0798
Employé	Réf.	
Ouvrier	-0,0194	0,0293
Valeurs manquantes	-0,1316**	0,0628
Motif d'entrée en chômage		
Licenciement économique	Réf.	
Autre forme de licenciement	-0,3466**	0,0559
Fin de CDD	0,6091**	0,0498
Démission	-0,2814**	0,0826
Autre motif	0,2663**	0,0881
Situation maritale		
Célibataire	Réf.	
Marié	0,0141	0,0225
Nombre d'enfants		
Pas d'enfants	Réf.	
Au moins un enfant	-0,0397	0,0596
Nationalité		
Française	0,2777**	0,0381
Autre nationalité	Réf.	
Département de résidence		
Paris	-0,2003**	0,0557
Melun - Seine et Marne	0,1093	0,0733
Versailles - Yvelines	-0,1275*	0,0730
Evry - Essonne	0,0611	0,0756
Nanterre - Hauts de Seine	-0,1173*	0,0689
Bobigny - Seine St Denis	-0,2578**	0,0649
Créteil - Val de Marne	-0,1495*	0,0765
Pontoise - Val d'Oise	-0,1308*	0,0776
Marseille - Bouches du Rhône	-0,3496**	0,0563
Toulouse - Haute Garonne	-0,1531**	0,0692
Lyon - Rhône	0,0617	0,0560
Nice - Alpes Maritimes	0,0923	0,0695
Lille - Nord	-0,1841**	0,0470
Tous les autres	Réf.	
Facteur de charge	-2,0904**	0,0648
Effectif	**44552**	
Vraisemblance	**-153232,6**	

aux niveaux des OFS dans l'équation du taux de sortie du chômage du tableau 6.2, coefficients qui sont estimés être positifs et croissants avec le niveau de l'offre de service.

Le test de l'endogénéité du passage par une OFS équivaut à tester la nullité du facteur de charge apparaissant dans l'équation du taux de sortie du chômage : ce paramètre étant très significativement différent de 0, le passage par une OFS est endogène. Ainsi, l'accès aux différents types d'OFS dépend principalement de l'hétérogénéité observable et non observable des chômeurs.

Les estimations concernant le besoin d'aide sont reportées dans le tableau 6.1. Ce tableau montre que l'accès aux différents types d'offre de service dépend de l'âge, de la qualification et du motif de licenciement. Ce sont les jeunes, les cadres et professions intermédiaires, les licenciés pour motif économique qui ont accès de façon prioritaire à l'accompagnement.

Les estimations relatives au taux de sortie du chômage sont reportées dans le tableau 6.2. Dans un premier temps, on remarquera que le taux de retour à l'emploi est une fonction croissante de l'ancienneté en chômage ; en effet, le coefficient α estimé de la loi de Weibull est supérieur à 1. Par ailleurs, on note que le taux de retour à l'emploi des femmes est significativement plus faible que celui des hommes ; ce taux est décroissant avec l'âge. Les cadres présentent un taux de retour à l'emploi moins élevé que les employés. En ce qui concerne le motif d'entrée en chômage, on remarque principalement que le taux de retour à l'emploi est plus élevé pour les chômeurs ayant connus une fin de CDD que pour les licenciés économiques. La situation maritale et le nombre d'enfants n'affecte pas le retour à l'emploi. En revanche, les individus de nationalité française présentent un taux de retour à l'emploi supérieur à celui des étrangers. Enfin, le taux de sortie du chômage varie en fonction du département de résidence.

L'effet de l'hétérogénéité non observée a pour conséquence que les individus qui accèdent plus facilement aux offres de service et, plus particulièrement à celles pour lesquelles l'accompagnement est plus important ont des taux de retour à l'emploi plus faibles en l'absence d'accompagnement. Une fois que ces individus ont eu accès aux offres de service, leurs taux de retour à l'emploi augmentent significativement.

A notre connaissance, il existe seulement à notre connaissance une autre étude sur l'évaluation du PARE, celle réalisée par Crépon, Dejemeppe et Gurgand (2006). Leur base de données provient du fichier historique de l'ANPE qui contient aussi les chômeurs non indemnisés. Mais, l'accompagnement au sein du PARE n'y est pas pris en compte de la même façon. En effet, Crépon et al. (2005) examinent les prestations du type "évaluations et bilans de compétences approfondis" alors que notre étude prend en compte les offres de service. Enfin, alors que la base de données de leur étude ne contient que les nouveaux entrants dans le

PARE, notre échantillon de stock nous permet d'observer le basculement d'un régime à l'autre et d'observer des chômeurs de longue durée. Malgré ces différences, nos études s'accordent pour mettre en évidence l'efficacité du PARE sur le retour à l'emploi. Cependant, les effets que nous mettons en valeur sont plus importants. En effet, pour Crépon et al. (2005), l'effet sur le retour à l'emploi est de faible amplitude, sauf dans le cas de certaines prestations, où il est nettement favorable. Dans notre article, les effets sont importants et en particulier pour les chômeurs de longue durée. Par ailleurs, dans leur article, l'emploi retrouvé dans le cadre de l'accompagnement présente une stabilité plus importante. Ces aspects ne sont pas étudiés ici car nous ne disposons pas de l'information exhaustive sur la durée de l'emploi retrouvé.

7. Conclusion

Dans cet article, nous avons étudié les effets de l'accompagnement au sein du Plan d'Aide au Retour à l'Emploi (PARE) sur le taux de retour à l'emploi après un épisode de chômage indemnisé. En effet, dans le cadre du PARE, les chômeurs se sont vus proposer des offres de service correspondant à différents niveaux d'accompagnement.

Dans la première partie de notre étude, nous avons mis en évidence l'impact marginal du niveau de l'offre de service sur la probabilité de retour à l'emploi. On constate que cette probabilité est d'autant plus faible que l'offre est plus intense. Pourtant, cette constatation ne doit pas conduire directement à conclure que l'accompagnement ne produit pas des effets bénéfiques en terme de retour en emploi. En effet, elle est le résultat d'un effet de composition. Nous avons pu vérifier que l'accès à ces offres de service dépend de caractéristiques individuelles, comme l'âge, qu'observe le statisticien ou l'économètre. L'accès aux offres de service est aussi fonction de caractéristiques individuelles non observables.

Nous avons tenu compte de ces phénomènes de sélection à l'entrée dans les offres de service en examinant leurs impacts pour des individus dont l'ancienneté en chômage est d'au moins 18 mois. Ces personnes représentent un groupe plus homogène relativement aux caractéristiques individuelles observables et non observables. Sur ces chômeurs de très longue durée, on trouve que l'accès à une offre de service à eu pour effet d'augmenter le retour à l'emploi.

Ayant pour objectif de mettre en évidence les effets des offres de service sur le taux de retour à l'emploi, nous avons modélisé la décision de participation à ces offres et le taux de reprise d'emploi. La spécification retenue est telle que la décision de participation et la durée de chômage ne sont pas indépendantes. A partir des estimations de ce modèle, nous avons montré la présence et le sens du mécanisme de sélection (ou d'auto-sélection) à l'entrée dans les offres de service. A caractéristiques observables fixées, les individus qui ont le plus besoin de bénéficier des offres de service sont ceux qui, avant d'entrer dans ces dispositifs d'insertion en emploi, ont des taux de retour en emploi relativement plus faibles.

A partir de ce modèle conditionnel bivarié, nous mettons en évidence le fait que le passage par une offre de service a pour effet d'augmenter, toutes choses étant égales par ailleurs, le taux de retour à l'emploi. Les effets estimés des passages par les offres de services, dans le cadre de ce modèle, sont statistiquement significatifs dans le cadre du passage par une offre de service. Dans le cadre de cette spécification, à caractéristiques individuelles fixées, nous trouvons que plus l'intensité de l'offre de service est forte et plus le taux de retour en emploi est important.

Bibliographie

Abbring J.H. and van den Berg G.J. (2004). "Dynamically assigned treatments : duration models, binary treatment models, and panel data models", *Empirical Economics*, 29, 5–20

Blasco S., (2008). "The Non Take-up of an Unemployment Insurance Reform in France", *Crest Working Paper*, 14.

Blasco S., Crépon B. and Kamionka T., (2008). "Evaluation of the impact of training on individual labor market transitions", miméo.

Boisard P., Bossard A., Clerc D., Delarue V., Fleury M.J. , Galtier B., Gratadour C., Kandil F., Mansuy M. et Rioux L. (2005). *Aider au retour à l'emploi*, Rapport n°6 du Cerc (Le Conseil de l'emploi, des revenus et de la cohésion sociale).

Bonnal L., Fougère D. and Sérandon A. (1997), "Evaluating the Impact of French Employment Policies on Individual Labour Market Histories", *The Review of Economic Studies*, 64, 683–718.

Crépon B., Dejemeppe M. and Gurgand M. (2005), "Counseling the Unemployed : Does it Lower Unemployment Duration and Recurrence ?", *mimeo, CREST-INSEE et Département d'économie UCL.*

Crépon B., Ferracci M. and Fougère D. (2007), "Training the Unemployed in France : How Does It Affect Unemployment Duration and Recurrence ?", *IZA Discussion paper*, No. 3215, Bonn.

Debauche E. et Jugnot S. (2005), "Le projet d'action personnalisé du demandeur d'emploi : Un accompagnement individualisé de masse", Premières synthèses, n° 30.2, juillet, Dares.

Dormont B., Fougère D. et Prieto A. (2001), "L'effet de l'allocation unique dégressive sur la reprise d'emploi", *Économie et Statistique*, 343, 3–28.

Edon C. et Kamionka T. (2008), "Modélisation dynamique de la participation au marché du travail des femmes en couple", *Annales d'Economie et de Statistique*, 86-2007, 77–108.

Fougère D. et Kamionka T. (2008) : “Econometrics of Individual Labor Market Transitions”, Paru dans la troisième édition de *Developments in Theory and Practice*, L. Matyas et P. Sevestre eds., Springer.

Fougère D., Kamionka T. et Prieto A. (2002), “Les effets du Plan d’Aide au Retour à l’Emploi sur les durées individuelles de chômage”, *Rapport pour la convention d’étude entre l’Unedic, le Thema et le Crest-Insee*, Décembre.

Fougère D., Pradel T. et Roger A. (2005), “The Influence of the Public Employment Service on the Search Effort and Probability of Leaving Unemployment”, *IZA Discussion Paper*, No. 1825.

Gilbert L., Kamionka T. et Lacroix G. (2001), "Les Effets des Dispositifs Publics d’Insertion en Emploi Destinés Aux Jeunes Hommes Défavorisés au Québec", *Économie et Statistique*

Gouriéroux Ch. and Monfort A. (1997), “Simulation-Based Econometric Methods”, *Core Lecture Series*, Oxford University Press.

Gritz R.M. (1993), “The Impact of Training on the Frequency and Duration of Employment”, *Journal of Econometrics*, 57, 21–53.

Heckman J.J. and Singer B. (1984), “A Method For Minimizing the Distributional Assumptions in Econometric Models For Duration Data”, *Econometrica*, 52, 271–320.

Kamionka T. (1998), “Simulated maximum likelihood estimation in transition models”, *Econometrics Journal*, 1, C129–153

Kamionka T. and Lacroix G. (2008), “Assessing the External Validity of an Experimental Wage Subsidy”, Forthcoming, *Les Annales d’Economie et de Statistique.*

Meyer B.D. (1995), “Lessons from the U.S. Unemployment Insurance Experiments”, *Journal of Economic Literature*, 33,91–131.

Prieto A. (2000), “L’impact de la dégressivité des allocations chômage sur le taux de reprise d’emploi”, *Revue Économique*, 51, 523–534.

Van den Berg G.J. (1997), “Association measures for durations in bivariate hazard rate models”, *Journal of Econometrics*, 79, 221–245.

Van den Berg G.J. (2000), “Duration Models : Specification, Identification, and Multiple Durations”, in *Handbook of Econometrics*, J.J. Heckman et E. Leamer eds., North-Holland.

Van den Berg G.J. and van der Klaauw B. (2006). “Counseling and monitoring of unemployed workers : theory and evidence from a controlled social experiment’, *International Economic Review* 47, 895-936.