

L'impact des dispositifs d'emploi sur le devenir des jeunes chômeurs : une évaluation économétrique sur données longitudinales

Liliane Bonnal^(*)

Denis Fougère^(**)

Anne Sérandon^(***)

(*) Cresep, université d'Orléans.

(**) CNRS et Crest, Paris.

(***) Cejee, université des Sciences sociales de Toulouse.

Nous souhaitons remercier les participants à la conférence Res/Cemfi "On the Evaluation of Training Programs" (Madrid, septembre 1993) pour leurs commentaires, particulièrement James Heckman, Joe Hotz et Gerard Van den Berg, mais aussi les participants à l'Asset Meeting (Barcelone, octobre 1993) et aux séminaires d'économétrie du Core (Louvain-la-Neuve, décembre 1993) et du Crest (Paris, février 1994). Nous sommes extrêmement reconnaissants à Carmen Olmos pour son aide en matière de traitement informatique des données. Cette recherche a bénéficié d'une subvention du ministère du Travail, de l'Emploi et de la Formation professionnelle, dans le cadre de l'appel d'offre "Mieux évaluer les politiques d'emploi".

Économie et Prévision

n° 115 1994-4

Cette étude propose une évaluation des dispositifs d'emploi instaurés en France durant la seconde moitié des années 1980 pour faire face à l'augmentation du chômage et améliorer les perspectives d'emploi des travailleurs les moins qualifiés. L'évaluation conduite ici se limite à l'étude de l'impact de ces mesures sur les probabilités de réemploi et de retour au chômage des jeunes travailleurs. Pour cela, l'accent est mis sur les durées des périodes ultérieures de chômage et d'emploi vécues par les bénéficiaires des dispositifs, mais aussi sur la probabilité d'accès à un emploi sur contrat à durée indéterminée (CDI ci-après) à la fin de la période de chômage suivant le passage en mesure, et sur la probabilité de retour en chômage lorsque le dispositif est suivi d'une embauche sur CDI. L'étude économétrique est réalisée à partir de l'enquête longitudinale *Suivi des chômeurs* collectée par l'Insee entre novembre 1986 et mai 1988, qui permet de retracer les histoires individuelles de participation au marché du travail d'une cohorte d'individus chômeurs en août 1986.

Notre article se situe dans la lignée de précédentes études estimant les effets de politiques publiques d'emploi ou de programmes de formation sur des données individuelles de transition (le lecteur intéressé trouvera dans l'article de Florens, Fougère, Kamionka et Mouchart, 1994, une présentation des modélisations et des méthodes de traitement statistique appropriées à de telles données). Ce type de données fournit des informations sur les dates auxquelles les individus de l'échantillon transitent par les programmes de stage et les emplois aidés et mesure, par ailleurs, les durées des périodes subséquentes d'emploi et de chômage (voir par exemple les articles de Ridder, 1986, Card et Sullivan, 1987, Ham et Lalonde, 1990, 1991, ou Gritz, 1993). Deux constatations motivent ces études.

Premièrement, pour les groupes de travailleurs les moins qualifiés, il semble plus naturel de se concentrer sur les taux de réemploi que sur les salaires ; pour cette seconde variable, il est en effet peu vraisemblable d'obtenir des écarts très significatifs entre bénéficiaires et non bénéficiaires des mesures (voir Bassi (1983) ou Ashenfelter et Card (1985), par exemple).

Deuxièmement, il y a un intérêt évident à procéder à l'estimation séparée des effets des programmes ou des mesures publiques sur les durées des périodes suivantes d'emploi et de chômage : Ham et Lalonde (1991) remarquent fort pertinemment que la séparation de ces effets permet de comparer différents programmes : par exemple, "un programme qui allonge les durées d'emploi des stagiaires peut être préféré à un autre qui raccourcit les durées de chômage, car l'emploi stable conduira plus sûrement à l'accumulation de capital humain (et donc à l'accroissement des salaires) que ne le fera une succession d'emplois temporaires" ; de plus, l'estimation de ces deux catégories d'effets est nécessaire à l'évaluation des effets à moyen terme des programmes. Ces dernières considérations sont particulièrement bien adaptées à la situation du

Encadré 1 : tableau récapitulatif des principales mesures

Mesures	Type de contrat durée totale	Objectif	Public visé
Contrat d'apprentissage	<ul style="list-style-type: none"> Contrat de travail de type particulier. Entre 1 à 3 ans. En général 2 ans 	Permettre à un jeune d'acquies une qualification professionnelle sanctionnée par un diplôme technologique ou professionnel ou un titre homologue (niveau 3, 4, 5)	Jeunes de 16 à 25 ans au plus sans qualification ou ayant une qualification ne permettant pas l'accès à l'emploi
Contrat de qualification	<ul style="list-style-type: none"> Contrat de travail de type particulier à durée déterminée. 6 à 24 mois maximum, renouvelable en cas d'échec à l'examen ou pour acquies une qualification supérieure. 	Permettre à un jeune d'acquies une qualification professionnelle sanctionnée par un diplôme, un titre homologue ou une qualification reconnue par une convention collective.	Jeunes de 16 à 25 ans inclus <ul style="list-style-type: none"> • sans diplôme de niveau 5 • avec un diplôme obsolète ou inadapte
Contrat d'adaptation	<ul style="list-style-type: none"> • Soit CDD de 6 à 12 mois • Soit CDI (au moins 1 an) 	Faciliter l'embauche de jeunes qualifiés grâce à une formation complémentaire adaptée à l'entreprise	Jeunes de 16 à moins de 26 ans avec une qualification et susceptibles d'occuper rapidement un emploi (inscription à l'ANPE non obligatoire)
SIVP	<p>Contrat tripartite entre l'Etat (représenté par l'ANPE), l'entreprise d'accueil et le jeune, contrat différent d'un contrat de travail.</p> <ul style="list-style-type: none"> • Durée de 3 mois à 6 mois. • Non renouvelable. 	Permettre à un jeune d'acquies une qualification professionnelle et faciliter l'accès à l'emploi	<ul style="list-style-type: none"> • Jeunes de 16 à 25 ans revolus primo-demandeurs d'emploi sans expérience professionnelle • Jeunes inscrits à l'ANPE depuis plus de 12 mois
TUC	<p>3 mois minimum à 12 mois maximum (durée maximale portée à 24 mois en 1987).</p> <ul style="list-style-type: none"> • Renouvellement possible. 	Améliorer l'employabilité des jeunes en les familiarisant avec le monde du travail.	Jeunes de 16 à 21 ans revolus et jeunes de 21 à 25 ans inscrits depuis plus d'un an à l'ANPE
Stages pour les 16-25 ans <ul style="list-style-type: none"> • Stages de préparation à l'emploi (SPE) • Stages qualifiants 	De 6 à 8 ou de 6 à 9 mois, selon la formation suivie.	Permettre l'insertion sociale et professionnelle des jeunes	Jeunes de 16 à 25 ans sans qualification récemment sortis du système scolaire

Source : Liaisons sociales, n° 10726 et n° 10746, *Dossiers statistiques du Travail et de l'Emploi*, n° 51

pour l'emploi des jeunes sur la période 1986-1988

Employeur bénéficiaire	Formation	Statut et rémunération du bénéficiaire	Conditions pour les employeurs
Employeur agréé en qualité de maître d'apprentissage.	<ul style="list-style-type: none"> 400 heures minimum par an en centre d'apprentissage 1 500 heures (durée minimum) pour un Bac professionnel ou un BTS 	<ul style="list-style-type: none"> Salarié payé par l'entreprise. Salaire sur la base du Smic selon l'âge et l'ancienneté dans le contrat (de 15 à 75 % du Smic). 	Exonération totale des cotisations patronales et salariales de sécurité sociale dans les entreprises de plus de 10 salariés
Tous employeurs assujettis à l'Unedic (sauf Etat, collectivités territoriales, établissements publics administratifs)	Au moins un quart du temps de la durée du contrat en organisme de formation.	<ul style="list-style-type: none"> Salarié payé par l'entreprise. Salaire variant de 17 % à 75 % du Smic en fonction de l'âge et de l'ancienneté du contrat. 	<ul style="list-style-type: none"> Exonération à 100 % des cotisations de sécurité sociale pendant la durée du contrat Défiscalisation (remboursement à l'employeur des heures de formation)
Idem	<ul style="list-style-type: none"> Si CDD, 200 heures au minimum de formation hors poste de travail dans un organisme de formation (interne ou externe à l'entreprise). Si CDI, le temps de formation est fonction du poste proposé et de la qualification du jeune. 	<ul style="list-style-type: none"> Salarié payé par l'entreprise. 80 % du salaire minimum conventionnel (sans pouvoir être inférieur au Smic) si CDD et pendant le temps de formation si CDI. 100 % du salaire conventionnel au-delà de la période de formation si CDI. 	<ul style="list-style-type: none"> Plus d'exonération de cotisations depuis juillet 1987 Défiscalisation
Idem	<p>Suivi du stage assuré :</p> <ul style="list-style-type: none"> au sein de l'entreprise par un tuteur. hors de l'entreprise par un organisme de "suivi" (ANPE, organisme compétent) à raison de 25 heures par mois. 	<ul style="list-style-type: none"> Stagiaire de la formation professionnelle. Versement par l'Etat d'un montant forfaitaire déterminé par décret (535 F pour les 16-18 ans, 1 185 F pour les 18-21 ans et 1 580 pour les 21-25 ans) Indemnité complémentaire versée par l'entreprise (17 % du Smic pour les moins de 18 ans, à 27 % à partir de 18 ans). 	<ul style="list-style-type: none"> Exonération de toutes les charges sociales sur l'indemnité complémentaire
<ul style="list-style-type: none"> Associations à but non lucratif et fondations. Collectivités territoriales et établissements publics Organismes de sécurité sociale et sociétés mutualistes. Institutions de retraite et de prévoyance Comités d'entreprise 	<p>Pas de système de formation spécifique mais des formations complémentaires éventuelles (recherche d'emploi...).</p>	<ul style="list-style-type: none"> Stagiaire de la formation professionnelle. Rémunération versée par l'Etat fixée à 1 250 F + indemnité non obligatoire (de 500 F maximum) à la charge de l'organisme. En cas de prolongement du stage à 24 mois, majeure partie de la rémunération (1 000 F) versée par l'organisme (en plus d'une indemnité de frais d'au moins 250 F) et non plus par l'Etat (payant 250 F). 	Exonération des cotisations de sécurité sociale pour l'indemnité complémentaire ou la rémunération de la deuxième année
Tous employeurs	<p>En centre de formation d'une durée de :</p> <ul style="list-style-type: none"> 550 heures pour les SPE (830 heures pour les SPE renforcés) 600 à 700 heures pour les stages qualifiants. 	<ul style="list-style-type: none"> Stagiaire de la formation professionnelle. Versement par l'Etat d'une indemnité forfaitaire 	Financement de la formation assurée par l'Etat.

Encadré 2 : caractéristiques des formations en alternance sur la période 1986-1988

		Contrats de qualification			Contrats d'adaptation			SIVP		
		1986	1987	1988	1986	1987	1988	1986	1987	1988
Taille de l'établissement	Moins de 11 salariés	64,8	54,0	55,1	43,1	35,3	25,8	54,6	69,6	71,6
	De 11 à 49 salariés	18,4	24,2	24,2	31,0	32,9	34,9	26,2	19,3	19,3
	Plus de 49 salariés	16,8	21,3	20,7	25,9	31,8	39,3	19,2	11,1	9,1
Secteur d'activité	Agriculture	0,6	2,6	3,5	1,5	1,4	0,8	3,0	3,4	3,4
	Industrie	17,0	18,5	18,2	32,4	33,1	39,9	23,4	21,0	21,1
	BTP ⁽¹⁾	16,2	11,1	11,5	15,4	10,3	7,4	10,5	12,3	13,0
	Tertiaire	65,2	67,8	66,8	50,7	55,2	51,9	63,1	63,3	62,4
Sexe : part des hommes		59,1	55,8	55,7	65,5	63,3	62,9	51,3	52	51,7
Âge	Moins de 18 ans	13,5	7,8	7,0	2,6	1,4	2,0	7,2	6,5	8,5
	De 18 à 21 ans	62,0	40,4	53,4	52,9	44,5	47,3	63,9	58,7	59,4
	Plus de 21 ans	24,5	51,8	39,6	44,5	54,1	50,7	28,9	34,8	32,1
Niveau de formation ⁽²⁾	6 ou 5 bis	20,3	16,1	16,5	14,7	13,2	12,1	22,9	30,4	30,8
	5	59,8	56,0	56,2	59,0	55,7	54,8	59,6	58,0	57,3
	4, 3, 2 et 1	19,9	27,9	27,3	26,3	31,1	33,1	17,5	11,6	11,9
Contrat ⁽³⁾	CDI				40,8	45,6	45,0	durée uniforme (en mois)		
	CDD de moins d'un an	12,1	10,9	11,4	19,9	22,0	29,4			
	CDD de plus d'un an	87,9	89,1	88,6	39,3	32,4	25,6	4,8	5,2	5,2
État précédent	Salarié	8,5	11,2	12,2	16,9	17,3	19,5	3,4	3,2	2,3
	Chômeur inscrit	44,5	20,3	23,1	39,9	31,7	30,1	65,8	65,7	74,0
	Étudiant	22,6	19,6	15,1	11,1	12,9	10,2	9,6	7,8	4,0
	Autres	24,4	48,9	24,8	32,1	38,1	19,1	21,2	23,3	14,8
	(TUC, SIVP)			(24,8)			(21,1)			(4,9)

Sources : service des Études statistiques, ministère du Travail

Remarques : les données pour les années 1986 et 1987 sont relatives au deuxième semestre de chaque année, alors que les données pour 1988 sont relatives à l'ensemble de l'année.

Abbreviations :

(1) BTP : bâtiment et travaux publics

(2) Niveaux 6 ou 5 bis : pas de formation allant au-delà de la fin de la scolarité obligatoire ou formation courte d'une durée d'un an maximum (certificat d'éducation professionnelle ou attestation de même nature).

Niveau 5 : niveau de formation équivalent à celui de brevet d'études professionnelles (BEP) ou du certificat d'aptitude professionnelle (CAP).

Niveaux 4, 3, 2 et 1 : niveau de formation égal ou supérieur au baccalauréat.

(3) CDI : contrat à durée indéterminée.

CDD : contrat à durée déterminée.

marché du travail français, caractérisé ces dernières années par la multiplicité des mesures publiques d'emploi et par la coexistence de contrats de travail à durée indéterminée et à durée déterminée.

Par ailleurs, les articles qui viennent d'être cités illustrent parfaitement le débat relatif à la méthodologie d'évaluation des programmes : ainsi, alors que l'étude de Ridder (1986) exploite des données non expérimentales, celle de Ham et Lalonde (1991) utilise des observations expérimentales⁽¹⁾. Pour certains, les données expérimentales doivent être préférées, car une expérimentation aléatoire rend la participation au programme non corrélée aux caractéristiques individuelles observées et surtout non observées. De ce fait, elles facilitent l'évaluation du programme, qui peut alors se réduire à une simple comparaison des moyennes de la variable pertinente

(par exemple, le taux de réemploi ou les gains salariaux) au sein des groupes de traitement et de contrôle. Cependant, les contributions récentes de Ham et Lalonde (1991), Heckman (1991) et de Dubin et Rivers (1993) mettent l'accent sur les biais potentiels inhérents aux études expérimentales : généralement, l'affectation aléatoire n'élimine pas tous les biais dus à la sélection endogène. Cela est particulièrement vrai lorsque le bénéficiaire peut décider de quitter le programme à tout instant, et en particulier bien avant le terme prévu. De plus, Heckman et Hotz (1989) modèrent les critiques envers les procédures d'évaluation non expérimentales en présentant un test de spécification de modèle qui peut être appliqué à tout ensemble de données non expérimentales, et qui permet de choisir parmi les estimateurs alternatifs non expérimentaux.

L'étude conduite par Ridder (1986) dans le cas hollandais est souvent présentée comme l'exemple d'une évaluation économétrique de programmes d'emploi à l'aide de données individuelles non expérimentales. Ridder soutient qu'avec de telles données, une simple comparaison *avant/après*, sans groupe de contrôle équivalent, permet une évaluation du programme. Cette procédure nécessite toutefois d'observer des trajectoires individuelles de longueur suffisante avant le début et après la fin du programme. Elle est par ailleurs impraticable lorsqu'un même individu peut accéder plusieurs fois à différents types de mesures. Enfin, Ridder traite la sélection des participants comme un processus exogène, affecté seulement par la situation individuelle (en chômage, en emploi...) juste avant l'entrée dans le programme. De façon évidente, cette dernière hypothèse est inadaptée : la sélection est généralement faite par les administrateurs du programme, mais aussi par les employeurs participant au programme ou offrant des emplois aidés, et finalement par les travailleurs eux-mêmes, qui acceptent ou bien refusent de participer au programme ou de travailler dans ces emplois. Par conséquent, la sélection à l'entrée en programme est généralement non aléatoire et corrélée aux variables dépendantes (le taux de réemploi, le salaire...), notamment par le biais des effets des caractéristiques individuelles, observées (comme l'âge, le sexe, le niveau de formation...) ou non observées (comme la motivation, le goût pour le travail...) par l'économètre. Pour toutes ces raisons, la méthodologie suggérée par Ridder ne peut être directement appliquée aux données dont nous disposons.

Pour conduire l'évaluation sur les données longitudinales collectées par l'Insee, nous devons tenir compte tout à la fois des spécificités des dispositifs publics d'emploi, en particulier du fait qu'un individu peut passer plusieurs fois par ces dispositifs au cours d'une période de temps limitée, mais aussi des spécificités de l'échantillon. Pour ces raisons, nous avons opté pour une modélisation appartenant à la classe générale des modèles de transition multi-états multi-épisodes, qui permet par ailleurs de réduire les deux biais suivants.

- . Un biais d'échantillonnage endogène, dû au fait que l'échantillon utilisé est extrait d'un effectif de chômeurs à une date donnée (août 1986).

- . Un biais de sélection résultant de l'ignorance du caractère non aléatoire du processus de participation aux dispositifs : généralement, cette participation dépend de l'hétérogénéité individuelle et des conditions de la demande de travail. Une façon de réduire ce biais consiste à :

- premièrement, traiter les mesures publiques comme des états spécifiques du processus de transition, qui prend alors ses valeurs dans un ensemble d'indices correspondant aux états d'emploi, de chômage, de mesures...

- puis faire dépendre les taux d'intensité de transition vers les mesures des caractéristiques individuelles pertinentes, mais aussi d'une composante

d'hétérogénéité non observée, par ailleurs corrélée aux autres termes d'hétérogénéité affectant les taux de transition vers l'emploi ou le chômage.

Ce biais de sélection est de même nature que celui qui résulte, dans un modèle *Tobit* bivariable, d'une corrélation entre le terme aléatoire affectant la variable latente de sélection et les termes aléatoires affectant la variable endogène observée dans chacun des deux régimes.

Le traitement explicite de ces deux biais distingue notre méthodologie de celle utilisée par Aucouturier (1993). Celle-ci se livre, en effet, à un exercice semblable au nôtre, en utilisant des outils certes beaucoup plus simples, mais qui peuvent se révéler très imprécis. Rappelons qu'Aucouturier compare les taux d'emploi en avril 1991 de deux groupes de chômeurs entrés dans leur 13^e mois de chômage en janvier 1990, ceux qui sont passés par une mesure à la sortie de leur période de chômage et les autres. D'une part, cette façon de faire néglige la dynamique des trajectoires individuelles (pourquoi avoir choisi avril 1991, et pas novembre 1991, autre date d'observation disponible ? Les emplois retrouvés sont-ils de durée plus élevée, plus stables ? Les résultats différeraient-ils si l'on prenait en compte les trajectoires diversifiées des non-bénéficiaires, à savoir en distinguant ceux qui sont passés entre-temps par un CDD, un CDI, etc. ?). D'autre part et surtout, les estimations produites ne sont redressées d'aucun des deux biais précédemment évoqués : en particulier, le biais de sélection est totalement ignoré (est-ce que ce sont les chômeurs de longue durée les plus employables qui passent par les mesures ? En fait, la méthodologie utilisée par Aucouturier est celle qui est appropriée à une expérimentation avec affectation aléatoire des individus à deux groupes, un groupe cible et un groupe de contrôle). Enfin, Aucouturier ne tient pas du tout compte du fait que le tiers des chômeurs échantillonnés sort du panel avant avril 1991 (ceux-là seraient-ils des non-bénéficiaires ayant retrouvé un emploi ?).

La principale question à laquelle nous nous intéressons dans cet article est donc la suivante : pouvons-nous faire la distinction entre les diverses catégories de dispositifs publics selon leurs impacts relatifs sur les durées subséquentes d'emploi et de chômage ? A ce niveau, notre analyse prend en compte le type de mesure suivie par le bénéficiaire. Par ailleurs, notre étude met l'accent sur l'effet de la durée limitée des droits à l'allocation de chômage sur la transition du chômage vers l'emploi ou vers les mesures, mais aussi sur l'ampleur des biais d'échantillonnage et de sélection. La première partie donne quelques statistiques descriptives de l'échantillon analysé. La deuxième contient une présentation du modèle de transition que nous estimons. Les résultats sont commentés dans la troisième partie et nos conclusions résumées dans la quatrième.

Tableau 1 : statistiques descriptives de l'échantillon

Variables		Minimum	Maximum	Moyenne	Ecart Type	
	Nationalité française	0	1	0.9289		
	Âge en novembre 1986	15	26	21.17	2.66	
Qualification	Ouvrier non qualifié	0	1	0.5086		
	Ouvrier qualifié	0	1	0.2094		
	Employé	0	1	0.1810		
	Cadre	0	1	0.0613		
	Autre	0	1	0.0396		
Diplôme	Sans diplôme	0	1	0.5033		
	CAP ou BEP	0	1	0.3029		
	Études secondaires et plus	0	1	0.092		
	Non-réponse	0	1	0.1017		
Raison d'entrée en chômage	Fin de contrat à durée déterminée	0	1	0.3119		
	Licenciement	0	1	0.1511		
	Démusson	0	1	0.2034		
	Première entrée (y compris service militaire)	0	1	0.3336		
Chômage initial	Bénéficiaire de l'allocation chômage	0	1	0.25		
	Ayant préalablement suivi une mesure	0	1	0.16		
	Non-réponse à la durée de cette mesure	0	1	0.071		
	Durée de cette mesure	3	78	25.22	18.25	
	Âge à l'entrée en chômage	14	25	19.64	2.66	
	Durée du chômage (n.c.)	1	79	13.36	11.67	
Situation après la première transition	Âge à la première transition (c.)	1	99	14.16	12.46	
	Âge à la première transition	14	27	20.84	2.73	
	. Contrat à durée indéterminée (n.c.)	(c.)	1	18	4.10	3.91
		(c.)	1	18	7.62	6.33
	. Contrat à durée déterminée (n.c.)	(c.)	1	15	2.86	2.78
		(c.)	1	15	2.93	2.98
	Durée de l'épisode : . Mesure (n.c.)	(c.)	1	18	5.46	3.36
		(c.)	1	18	5.64	3.92
	. Inactivité (n.c.)	(c.)	1	13	8.84	4.09
		(c.)	1	18	9.21	4.32
Situation après la seconde transition	Âge à la seconde transition	14	27	20.63	2.63	
	. Chômage (n.c.)	(c.)	1	17	3.36	2.57
		(c.)	1	17	3.71	3.05
	. Contrat à durée indéterminée (n.c.)	(c.)	1	16	3.99	2.95
		(c.)	1	17	7.29	5.37
	Durée de l'épisode : . Contrat à durée déterminée (n.c.)	(c.)	1	12	3.84	2.38
		(c.)	1	12	4.28	2.66
	. Mesure (n.c.)	(c.)	1	14	4.65	2.85
		(c.)	1	17	4.81	3.21
	. Inactivité (n.c.)	(c.)	1	16	6.84	4.84
(c.)		1	17	6.87	5.00	
Situation après la troisième transition	Âge à la troisième transition	14	27	20.48	2.54	
	. Chômage (n.c.)	(c.)	1	15	3.25	2.89
		(c.)	1	16	3.55	3.12
	. Contrat à durée indéterminée (n.c.)	(c.)	1	16	5.33	2.40
		(c.)	1	16	5.33	4.35
	Durée de l'épisode : . Contrat à durée déterminée (n.c.)	(c.)	1	11	2.92	2.36
		(c.)	1	14	3.31	2.69
	. Mesure (n.c.)	(c.)	1	13	3.92	2.75
		(c.)	1	13	3.95	2.42
	. Inactivité (n.c.)	(c.)	1	12	4.48	3.96
(c.)		1	12	4.58	4.65	

Abréviations n.c. : sauf durées censurées à droite.

c : durées censurées à droite comprises.

Remarque : toutes les durées sont exprimées en mois.

Tableau 2 : fréquences des transitions vers les emplois aïes

Type de mesure \ Rang de la transition	TUC	SIVP	Contrats	Autres	Total
1	98	84	27	116	325
2	14	18	11	21	64
3	28	31	13	30	102
4	7	5	12	6	30

Tableau 3 : fréquences des deuxièmes transitions

Deuxième état \ Premier état	CDI	CDD	PEP	I	C	A	Total
CDI	125	48	35	9	93	37	347
CDD	117	9	22	8	170	13	339
PEP	66	28	40	15	148	28	325
I	11	3	7	28	56	9	114
Total	319	88	104	60	467	87	1125

CDI : contrat à durée indéterminée ;
 CDD : contrat à durée déterminée ;
 PEP : "Politique d'emploi publique" ;
 I : inactivité ;
 C : chômage ;
 A : sortie prématurée du panel.

Les données

Cette partie présente essentiellement des statistiques descriptives de l'échantillon, qui visent à justifier l'utilisation d'un modèle économétrique de transition distinguant les effets des passages en mesure des effets de l'hétérogénéité individuelle non observée (i.e. des variables "cachées"). Le fait principal plaçant pour un tel modèle est, comme on le verra, la fréquence des trajectoires caractérisées par un passage en mesure suivi d'un retour en chômage, puis d'une réentrée en dispositif.

Les données utilisées pour l'étude sont issues de l'enquête *Suivi des chômeurs* réalisée par l'Insee. L'échantillon a été constitué par tirage au sort dans la population de chômeurs inscrits à l'ANPE en août 1986. Plus de 8 000 individus ont été retenus et, parmi eux, 7 450 ont répondu au questionnaire. Les individus échantillonnés par l'Insee ont été interrogés 4 fois, en novembre 1986, en mai 1987, en novembre 1987 et enfin en mai 1988. À chaque interrogation, ils ont répondu au questionnaire de l'enquête *Emploi* et à un questionnaire supplémentaire portant sur l'évolution de leur situation depuis la dernière enquête. L'information recueillie permet de reconstituer les trajectoires de participation au marché du travail des individus sur lesquels porte l'enquête, et en premier lieu de connaître les dates et motifs de sortie de la période de chômage

échantillonnée en août 1986. La durée de cette période de chômage peut donc être mesurée exactement (en mois), sauf pour les personnes sorties du champ de l'enquête avant de quitter le chômage. Pour ces dernières, cette période de chômage, incomplète, est dite censurée à droite. Les informations obtenues mois par mois entre novembre 1986 et mai 1988 retracent les événements de participation au marché du travail. Seules sont prises en compte les 6 992 personnes effectivement inscrites à l'ANPE en août 1986 et pour lesquelles il est possible d'observer une date précise et cohérente d'entrée en chômage. L'échantillon est ainsi réduit de 458 observations. On observe de plus que 603 individus n'ont pas répondu à la seconde enquête (mai 1987), 424 à la troisième (novembre 1987) et 290 à la quatrième (mai 1988). Par conséquent, 1 317 ont quitté le panel avant la dernière interrogation prévue : leur sortie est supposée due à un processus de sortie du panel qui sera explicitement incorporé dans le modèle statistique.

La période couverte par l'enquête est tout à fait pertinente puisqu'elle débute juste après la mise en place, par l'ordonnance du 17 juillet 1986, du Plan d'emploi des jeunes. Les mesures en vigueur sur cette période sont rappelées dans l'encadré 1. L'encadré 2 contient quelques statistiques générales sur les entreprises et secteurs ayant recours aux dispositifs de formation en alternance au cours de la période, ainsi que sur les publics visés. Il montre que dans l'ensemble, les SIVP et les contrats de qualification

Tableau 4 : fréquences des troisièmes transitions

Deuxième transition \ Troisième état	CDI	CDD	PEP	C	I	A	Total
	CDI → CDD	10	7	1	27	1	2
CDI → PEP	16	3	4	9	2	1	35
CDI → C	35	19	8	21	5	5	93
CDI → I	1	0	0	3	5	0	9
Sous-total CDI	62	29	13	60	13	8	185
CDD → CDI	55	14	4	36	4	4	117
CDD → PEP	4	6	3	7	1	1	22
CDD → C	34	83	14	24	6	9	170
CDD → I	1	2	0	2	3	0	8
Sous-total CDD	94	105	21	69	14	14	317
PEP → CDI	32	3	3	23	2	3	66
PEP → CDD	3	5	6	13	0	1	28
PEP → C	24	26	48	35	7	8	148
PEP → I	1	3	2	1	7	1	15
Sous-total PEP	60	37	59	72	16	13	257
I → CDI	4	1	0	4	0	2	11
I → CDD	0	0	0	1	2	0	3
I → PEP	1	0	2	3	0	1	7
I → C	8	8	16	21	1	2	56
Sous-total I	13	9	18	29	3	5	77
Total	229	180	111	230	46	40	836

I : inactivité

C : chômage

A : sortie prématurée du panel

Remarque : il s'agit ici du troisième état "visité" après sortie de la période de chômage : la troisième transition est effectuée entre les second et troisième états.

ont principalement concerné les petits établissements dans le secteur tertiaire et les jeunes de 18 à 21 ans, alors qu'à la fin de la période d'observation (à savoir, 1988), les contrats d'adaptation étaient plus fréquemment utilisés par des firmes plus importantes dans le secteur de l'industrie et par des jeunes travailleurs âgés de plus de 21 ans. Nous remarquons que les recrutements dans les SIVP concernaient très fréquemment les chômeurs, tandis qu'en 1988 les contrats de qualification et d'adaptation étaient principalement conclus avec des jeunes travailleurs précédemment employés dans des stages (TUC, SIVP...) ou avec des jeunes inactifs. Finalement, remarquons que ces mesures concernaient plus souvent des jeunes possédant un diplôme technique (niveau 5) que ceux ayant un niveau de formation plus faible (niveau 6 ou 5 bis).

Statistiques descriptives de l'échantillon

L'objectif de cette étude étant de mesurer l'impact des politiques publiques destinées à favoriser l'insertion professionnelle des jeunes, nous nous sommes limités à la population des hommes n'ayant pas encore atteint l'âge de 26 ans en août 1986. Cet échantillon contient 1 337 individus. Le tableau 1 donne des informations sur les caractéristiques individuelles (âge à la date de la première enquête,

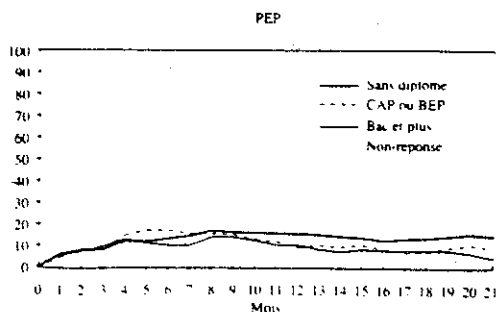
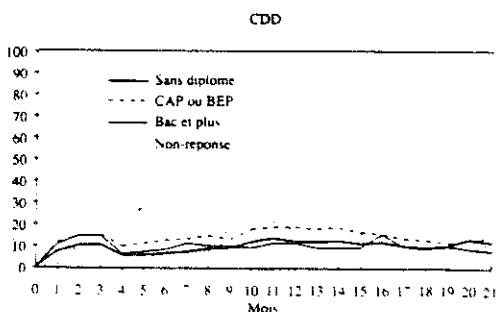
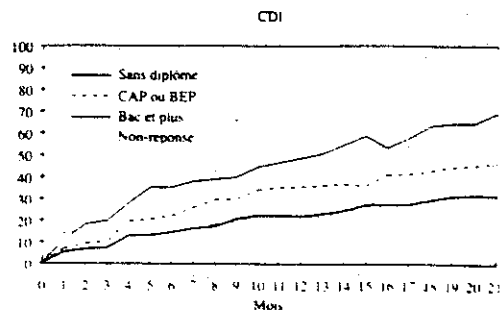
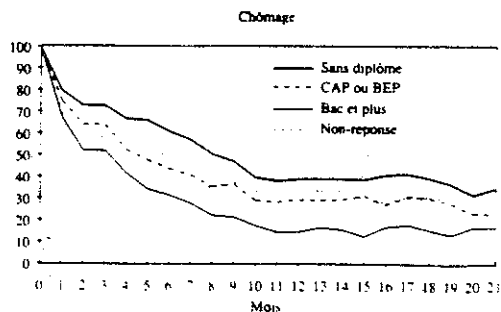
nationalité, niveau de formation et qualification) et la raison de l'entrée dans la période de chômage échantillonnée en août 1986. De plus, il décrit les caractéristiques des trois premières transitions observées (durée de l'épisode correspondant, âge à la date de la transition, droits à l'allocation chômage durant les périodes de chômage). Notons que l'âge moyen dans ce sous-échantillon est peu élevé, 21 ans. Les ouvriers non qualifiés sont les plus représentés (50 % de l'échantillon). De plus, 50 % des chômeurs sont sans diplôme supérieur au BEPC. La durée moyenne de la période initiale de chômage est égale à environ quatorze mois. Le tableau 1 indique le nombre détaillé d'individus ayant bénéficié d'un emploi aidé au cours des quatre premières transitions enregistrées dans l'enquête. Les TUC et SIVP sont les mesures les plus fréquemment observées.

Les transitions

Les transitions effectuées par le sous-échantillon de jeunes hommes entre août 1986 et mai 1988 vont maintenant être décrites. Considérant les effectifs concernés par les différents types de transition, nous avons été amenés à distinguer, parmi les états de participation au marché du travail :

- les emplois sous contrat à durée indéterminée (CDI),

Graphiques 1 : proportions mensuelles dans les quatre états du marché du travail



. les emplois sous contrat à durée déterminée (CDD).

. et les emplois aidés résultant des dispositifs publics d'emploi (dans la suite du texte, cette catégorie d'emploi est signalée par l'abréviation PEP, comme "Politique d'emploi publique").

En plus de ces situations et de celles plus habituelles de chômage (C) et d'inactivité (I), nous avons dû considérer, en raison de l'importance quantitative du phénomène, la sortie prématurée du panel, ou "attrition"⁽²⁾, comme un état particulier du processus de transition analysé. Les personnes qui sortent du panel à un instant donné ne peuvent réapparaître dans l'échantillon aux enquêtes suivantes. Par conséquent, aucune transition à partir de l'état d'attrition (A) ne peut être observée.

Dans cette définition des situations sur le marché du travail, l'aspect le plus contraignant est certainement l'agrégation de tous les types de mesures en un seul état d'emploi aidé, noté PEP. Cette agrégation est toutefois rendue nécessaire par la faiblesse des effectifs transitant par les différents dispositifs (voir, pour illustration, le tableau 2). Cette faiblesse est encore accrue lorsque l'on conduit l'analyse au sein de strates correspondant à différents niveaux de formation initiale. Ceci, par agrégation empêchée, il est

vrai, d'étudier ici les logiques d'enchaînement des dispositifs, mises en évidence en particulier par Aucouturier (1993). Il faut toutefois savoir que, dans le sous-échantillon retenu ici, parmi les 325 jeunes hommes passant en dispositif à la sortie de la période de chômage courante en août 1986, seuls 48 ont enchaîné directement une seconde mesure (parmi ces 48 individus, l'enchaînement le plus fréquemment observé, soit dans 11 cas, est le passage d'un SIVP à un contrat de qualification ou d'adaptation). Au-delà, seuls 7 individus parmi ces 48 ont enchaîné une troisième mesure, et un seul parmi ces 7 en a connu successivement quatre. Ajoutons que, pour réduire l'inconvénient de l'hypothèse d'agrégation des dispositifs en un seul état, nous avons malgré tout distingué ceux-ci lorsqu'ils interviennent comme déterminants potentiels des durées ultérieures de chômage et d'emploi, ou des transitions à partir de ces états vécues par les bénéficiaires des mesures.

Après la première transition, 149 personnes (11 % de l'échantillon) sont sorties du panel, 347 (26 % de l'échantillon) ont obtenu un emploi de durée indéterminée, 339 (25 %) ont trouvé un emploi à durée déterminée, 325 (24 %) ont obtenu un emploi aidé et 114 (8,5 %) sont devenues inactives. Par la suite, 927 individus, soit 69 % de l'échantillon, ont effectué une seconde transition. La répartition de ces

secondes transitions entre les différents états est donnée dans le tableau 3. Sur la première diagonale figure le nombre des observations censurées à droite dans chaque état après la première transition. Ce tableau montre que :

- 36 % des individus qui ont obtenu un contrat à durée indéterminée n'effectuent pas d'autre transition sur la période d'observation :

- parmi les travailleurs qui ont obtenu un contrat à durée déterminée, 2,6 % sont encore dans cet emploi ou dans un autre CDD directement enchaîné au premier en mai 1988, 34,5 % ont obtenu ensuite un contrat à durée indéterminée, et environ 50 % sont retournés une fois encore en chômage :

- parmi les jeunes hommes entrés en mesures, 12 % sont encore dans un emploi aidé en mai 1988 (parmi ceux-là, 27 sont encore dans le même dispositif, 12 sont dans une seconde mesure directement enchaînée à la première, 1 enfin dans un troisième emploi aidé) ; 20 % ont obtenu un contrat à durée indéterminée, presque 9 % ont trouvé des emplois à durée déterminée, et environ 45 % sont devenus chômeurs :

- environ 79 % des chômeurs devenus inactifs à la première transition redeviennent chômeurs ou retrouvent un emploi lors de leur seconde transition. En première analyse, il apparaît que les transitions vers les emplois stables (CDI) sont plus fréquentes à partir des contrats à durée déterminée (CDD) que des emplois aidés. Compte tenu du phénomène d'attrition (7,7 % de l'échantillon restant) et des épisodes censurés, 836 jeunes hommes réalisent une troisième transition. La répartition de ces troisièmes transitions est résumée dans le tableau 4. Remarquons que 50 % des travailleurs qui ont obtenu un contrat à durée indéterminée après un emploi aidé ou après un contrat à durée déterminée sont toujours dans cette situation en mai 1988. De plus, il apparaît que les transitions entre chômage et emplois aidés sont assez fréquentes. Ainsi, parmi les jeunes hommes qui sont retournés en chômage après être entrés en mesure à la première transition, 48 (i.e. 42 % de ceux que l'on observe quittant cette seconde période de chômage) réentrent en emploi aidé une nouvelle fois. Ce phénomène de récurrence sera confirmé par une analyse statistique plus formelle, dans laquelle on essaiera de contrôler l'effet des variables "cachées", i.e. de l'hétérogénéité non observée, pouvant agir simultanément sur le processus de sélection à l'entrée en mesure et sur l'employabilité, c'est-à-dire sur l'accès aux emplois plus réguliers (voir troisième partie). Comme les politiques d'emploi publiques sont principalement destinées aux jeunes avec peu ou pas de diplôme ou sans expérience, nous avons stratifié notre sous-échantillon selon le niveau de formation. Quatre groupes apparaissent (voir les statistiques descriptives, tableau 1) :

• le premier est constitué d'individus sans diplôme supérieur au BEPC, qui représentent 50 % de l'échantillon, i.e. 673 individus.

• le deuxième comprend ceux qui possèdent un CAP ou un BEP, soit 405 individus représentant 30 % de l'échantillon.

• le troisième groupe correspond aux jeunes hommes ayant un niveau de formation supérieur ou égal au baccalauréat, et qui représentent 9,2 % du sous-échantillon, i.e. 123 individus.

• finalement, 136 (10,2 %) ne donnent aucune information sur leur niveau de formation initiale.

Les graphiques 1 donnent les proportions de ces quatre sous-groupes selon leur situation (chômeurs, employés dans un CDI, un CDD ou un emploi aidé), mois par mois, d'août 1986 à mai 1988 (ces proportions sont calculées sans incorporer les individus sortis prématurément du panel). On remarque que, pour les personnes avec le niveau de formation le plus élevé, le taux de chômage est plus faible en fin de période, alors que leur taux d'emploi sous des contrats à durée indéterminée est supérieur (65 % contre 30 % pour les jeunes sans diplôme). Considérons maintenant les proportions d'individus en emplois aidés : elles sont plus élevées pour les individus sans diplôme et pour les non-répondants à la question sur le niveau de formation initiale (dans le cas des CDI, le comportement des non-répondants est très proche du groupe des non-diplômés). Pour les individus les plus diplômés, les proportions en emplois aidés sont autour de 10 % à la fin de la période d'observation.

L'annexe 1 donne le nombre exact d'individus ayant effectué zéro, une, deux... transitions sur la période d'observation. Il montre que les personnes ayant un faible niveau de formation (sans diplôme ou avec un CAP ou un BEP) transitent de façon plus intensive entre les divers états du marché du travail que celles possédant un niveau de formation plus élevé. Ce tableau montre également que 63 individus sont restés au chômage d'août 1986 à mai 1988. Le nombre maximal de transitions effectuées sur cette période est égal à 11, ce qui indique une grande mobilité des personnes ayant un faible niveau de formation.

L'annexe 2 donne le nombre d'individus ayant effectué zéro, un, deux... séjours dans un état donné sur la période. Quel que soit le niveau de formation, les états les plus récurrents sont le chômage et l'emploi sous un contrat à durée déterminée. Les emplois aidés apparaissent moins fréquemment que les deux autres états d'emploi, mais cela résulte probablement de l'aggrégation des différents types de mesures en un seul état. Quel que soit l'état, le degré de récurrence diminue avec le niveau de formation. Le modèle économétrique de transition qui nous permet d'évaluer l'impact des passages par les emplois aidés est présenté de façon détaillée dans l'encadré 3.

par conséquent, Y_{it} est l'état occupé par l'individu i durant le $l^{\text{ème}}$ épisode de sa trajectoire, et $U_{it} = \tau_{i,t+1} - \tau_{it}$ est une variable aléatoire (positive) représentant la durée de séjour de l'individu i dans ce $l^{\text{ème}}$ épisode.

Dans notre base de données, les individus sont échantillonnés dans une population de chômeurs à la date T_0 (août 1986) ; par conséquent, un travailleur i a déjà passé un temps $\bar{U}_{0,t} = T_0 - \tau_{0,t}$ en chômage à cette date. Cette durée de séjour $\bar{U}_{0,t}$ est bien sûr une durée incomplète, censurée à droite : dans ces conditions $R_{0,t} = U_{0,t} - \bar{U}_{0,t} = \tau_{1,t} - T_0$ indique la durée résiduelle dans l'épisode de chômage échantillonné avant une transition vers l'état 1 au temps $\tau_{1,t}$.

Pour simplifier la modélisation, nous supposons que les transitions individuelles sur le marché du travail ne dépendent pas directement du temps calendaire au travers des effets saisonniers ou du cycle conjoncturel¹². Par conséquent, l'axe individuel des temps peut être gradué de façon que son origine ($t = 0$) soit égale à la date à laquelle le travailleur i entre sur le marché du travail pour la première fois : donc $\tau_{1,t}$ mesure le temps écoulé entre cette date d'entrée (qui est observée dans l'enquête) et la date à laquelle l'individu i effectue sa $l^{\text{ème}}$ transition sur le marché du travail.

Pour illustrer le schéma d'échantillonnage, nous représentons sur le graphique 2 une réalisation du processus de transition décrit ci-dessus. Ce graphique montre que l'individu i est d'abord en chômage pour une durée $U_{0,t_1} = \tau_{1,t_1}$, puis ensuite employé sous un contrat de durée déterminée, égale à $U_{1,t_1} = \tau_{0,t_1} - \tau_{1,t_1}$, puis il se retrouve encore une fois en chômage, épisode pendant lequel il est échantillonné à la date T_0 et interrogé à la date T_1 pour une durée égale à $U_{0,t_1} = \tau_{1,t_1} - T_0$; par la suite, il trouve un contrat d'adaptation dont la durée est $U_{1,t_1} = \tau_{2,t_1} - \tau_{1,t_1}$, enfin, il est embauché dans un emploi sous contrat à durée indéterminée dans lequel il reste pour une durée supérieure à U_{2,t_1} , cette dernière durée est censurée à droite à la date T_2 .

Nous émettons maintenant l'hypothèse que les transitions individuelles sur le marché du travail peuvent être représentées par des modèles avec intensités multiplicatives mélangées (voir par exemple Aalen, 1987, ou Andersen et Borgan, 1985, pour une présentation générale des modèles à intensité multiplicative, et Flinn et Heckman, 1983, Aalen, 1987, ou Ridder, 1990, pour des extensions aux mélanges de modèles avec intensités multiplicatives). Plus particulièrement, nous supposons que, pour un individu i , l'intensité de transition vers l'état k après une durée de séjour égale à $U_{j,t}$ dans l'état j ($j \neq k$), durant le $l^{\text{ème}}$ épisode de son processus de transition sur le marché du travail, est définie par :

$$(1) \quad h_{jk}^l(u_{jt} | \beta_{jk}, X_{jk,t}(\tau_{jt} + u_{jt}), v_{jk,t}) = h_{jk}^l(u_{jt}) \exp(\beta_{jk}' X_{jk,t}(\tau_{jt} + u_{jt})) v_{jk,t}$$

pour $l = 1, \dots, n$ et $k \neq j$

où :

- $h_{jk}^l(u_{jt})$ est une intensité de base (positive), dont la forme peut dépendre des états d'origine (j) et de destination (k), mais aussi du rang (l) de l'épisode courant dans la trajectoire de participation.
- $X_{jk,t}(\cdot)$ est un vecteur de variables individuelles dépendantes du temps, et dont la valeur au temps $(\tau_{jt} + u_{jt})$ est supposée agir sur une éventuelle transition de l'état j vers l'état k ($k \neq j$) par l'intermédiaire d'un vecteur de paramètres inconnus β_{jk} (à estimer).
- $v_{jk,t}$ est une variable aléatoire positive de fonction de répartition $F_{jk,t}$, dont la spécification peut dépendre des états j et k , mais aussi du rang de l'épisode, et qui capture l'effet de l'hétérogénéité individuelle non observée sur la transition de l'état j vers l'état k .

Étant donné le nombre de transitions possibles dans notre étude, nous restreignons la taille du vecteur aléatoire multivarié $(v_{jk,t}^l)$ en supposant que :

- $v_{jk,t}^l = v_{j'k,t}^l$ pour tout $l' \neq l$, ce qui implique que les termes d'hétérogénéité non observée sont fixes dans le temps.
- $v_{jk,t}^l = v_{k,t}^l$ pour tout $j \in E$, ce qui signifie que le terme d'hétérogénéité affectant la transition de l'état j vers l'état k ($k \neq j$) est spécifique à l'état de destination k .

Encadré 3 : modélisation des transitions individuelles sur le marché du travail

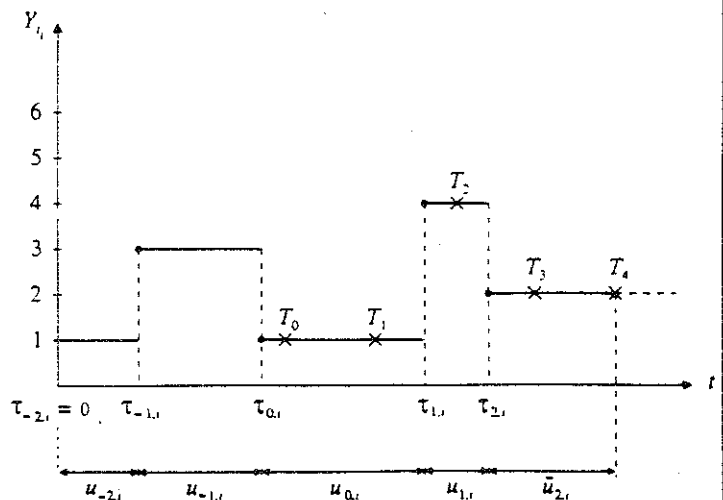
Structure générale et notations

Nous supposons que chaque travailleur i dans la population est soumis à un processus de participation⁽³⁾ $Y_{i,t}$ décrivant sa situation sur le marché du travail au temps t ($t \geq 0$). Le problème général à analyser et la configuration particulière des données de l'enquête *Suivi des chômeurs* nous amènent à supposer que le processus $Y_{i,t}$ prend ses valeurs à un instant t dans l'ensemble $E = \{z \in N, 1 \leq z \leq 6\}$, où l'indice z enregistre les états suivants :

1. chômage (C),
2. emploi sous un contrat à durée indéterminée (CDI),
3. emploi sous un contrat à durée déterminée (CDD),
4. emploi aidé résultant d'une politique d'emploi publique (PEP),
5. inactivité (I),
6. sortie prématurée du panel (A).

En fait, l'enquête permet de distinguer cinq catégories d'emplois aidés : les contrats d'adaptation et de qualification, malheureusement regroupés dans le questionnaire, les contrats d'apprentissage, les Travaux d'utilité collective (TUC), les Stages d'initiation à la vie professionnelle (SIVP), et les stages 16-25 ans (inclus dans la catégorie "Autres stages"). Mais considérant le nombre réduit de transitions observées, nous avons agrégé les diverses catégories d'emplois aidés en un seul état. La sortie du panel est un état absorbant qui ne peut être atteint qu'après la date d'échantillonnage T_0 (août 1986). L'indice l est utilisé pour indiquer le rang d'un épisode de chômage, d'emploi... au sein de la trajectoire individuelle sur le marché du travail. Cet indice peut prendre toute valeur entière positive ou négative : $l = 0$ est réservé à l'épisode de chômage échantillonné en T_0 , $l = 1$ indice le premier épisode observé après la période de chômage échantillonnée, $l = -1$ indice l'épisode précédant cette période de chômage, et ainsi de suite. Par conséquent, la valeur maximale prise par l pour une observation individuelle indique le nombre de transitions effectuées par le travailleur après la date d'échantillonnage T_0 . Les trajectoires individuelles de participation sont observées rétrospectivement aux temps T_1 (novembre 1986), T_2 (mai 1987), T_3 (novembre 1987) et T_4 (mai 1988). Une histoire "complète" (sans attrition) est censurée à droite en T_4 . Une sortie prématurée du panel peut intervenir à tout instant entre T_{m-1} et T_m ($m = 1, \dots, 4$), mais pas exactement aux temps T_0, \dots, T_4 . Pour un travailleur i , $\tau_{j,l}$ indique la date aléatoire d'entrée dans le $l^{\text{ème}}$ épisode de la trajectoire de participation :

Graphique 2 : une réalisation du processus de transition sur le marché du travail



Cette dernière hypothèse implique, par exemple, qu'un individu pour lequel la composante non observée v_i a une valeur relativement élevée montre un faible attachement au marché du travail et va très probablement se diriger vers l'inactivité, quel que soit l'état (emploi ou chômage) qu'il occupe actuellement. Par ailleurs, un travailleur non qualifié est d'autant plus désireux d'accepter un emploi de type stage subventionné ou un emploi aidé que la valeur de sa composante non observée v_i est élevée.

Finalement, suivant Flinn et Heckman (1982), nous supposons que les composantes $(v_{k,i})_{k=1, \dots, 6}$ sont générées par une variable aléatoire normalement distribuée ω_i et telles que :

$$(2) \quad v_{k,i} = \exp(\alpha_k \omega_i)$$

où

$$\omega_i \sim N(0, 1), i = 1, \dots, n^{(5)}$$

Le vecteur de variables dépendantes du temps $X_{j,k,i}(\cdot)$ peut être décomposé en deux sous-vecteurs $X_{j,k,i}^0(\tau_i)$ et $X_{j,k,i}^1(\tau_i + u_i)$:

- la valeur du premier, $X_{j,k,i}^0(\tau_i)$, est fixée à la date d'entrée dans le $i^{\text{ème}}$ épisode pour l'individu i et reste donc constante tout au long de cet épisode : typiquement, ce vecteur comprend des variables indépendantes du temps, telles que le sexe, le niveau de formation... mais aussi des covariables décrivant la trajectoire antérieure sur le marché du travail (nombre de périodes précédentes de chômage, durée totale de séjour dans ces états, dernier état occupé...);

- le second sous-vecteur de covariables, $X_{j,k,i}^1(\tau_i + u_i)$, comprend les variables dépendantes du temps au cours du $i^{\text{ème}}$ épisode : dans notre application, nous considérons seulement une covariable de ce type : un processus indicateur $Z_i(\tau_i + u_i)$ prenant la valeur 1 si l'état occupé par l'individu i durant le $i^{\text{ème}}$ épisode de son processus de transition est le chômage, et s'il est encore bénéficiaire de l'allocation chômage après un temps u_i passé dans cet épisode, la valeur 0 sinon.

Notons \underline{L}_i le rang de la transition correspondant à la première entrée sur le marché du travail de l'individu i , de façon que $\tau_{\underline{L}_i} = 0$ après rééchelonnage de l'axe des temps individuel : ainsi \underline{L}_i peut prendre toute valeur entière négative ($\underline{L}_i = 0, -1, -2, \dots$). De façon similaire, $(\bar{L}_i = 0, 1, 2, \dots)$ est l'indice de la dernière transition observée pour l'individu i avant T_i , fin de la période d'observation. Par conséquent, $(\bar{L}_i - \underline{L}_i)$ est le nombre total de transitions effectuées par l'individu i avant la date T_i . Dans l'exemple décrit sur le graphique 2, $\underline{L}_i = -2$ et $\bar{L}_i = 2$, ce qui implique un nombre total de transitions égal à 4. Remarquons que la première entrée sur le marché du travail à l'instant $\tau_{\underline{L}_i} = 0$ n'est pas comptée comme une transition ; de plus, nous supposons par la suite que la probabilité initiale du processus au temps $\tau_{\underline{L}_i} = 0$, i.e. : $\text{prob}(Y_{0,i} = j), j \in N$ ne contient aucune information sur (les paramètres de) la distribution du processus individuel de transition.

Supposons maintenant que le processus entre dans l'état j à l'instant τ_{l_i} ($\underline{L}_i \leq l_i \leq \bar{L}_i$). Examinons la distribution en probabilité de la durée de séjour dans l'état j , état visité à la $i^{\text{ème}}$ transition du processus. On montre (voir Fougère et Kamonka, 1992b, pp. 474-475, pour une démonstration) que la densité conditionnelle de la durée de séjour observée dans l'état j , durant le $i^{\text{ème}}$ épisode du processus, étant donné que celui-ci commence à l'instant τ_{l_i} et finit à l'instant $\tau_{l_i} + u_i$ par une transition vers l'état k , est :

$$(3) \quad g_{j,k}^i(u_i | \beta_j, X_{j,i}(\tau_{l_i} + u_i), v_i) \\ = h_{j,k}^i(u_i | \beta_j, X_{j,i}(\tau_{l_i} + u_i), v_{k,i}) \times \exp \left(- \int_0^{u_i} \sum_{\substack{k'=1 \\ k' \neq j}}^K h_{j,k'}^i(t | \beta_j, X_{j,i}(\tau_{l_i} + t), v_{k',i}) dt \right)$$

avec $K = 5$ (état d'attrition exclu) si $l_i < 0$, et $K = 6$ (état d'attrition inclus) si $l_i \geq 0$ et où les vecteurs $\beta_j, X_{j,i}(\cdot)$ et v_i sont définis par :

$$\beta = [\beta_{j,k}]_{k=1, \dots, 6}, X_{j,i}(\cdot) = \{X_{j,k,i}(\cdot)\}_{k=1, \dots, 6}, v_i = [v_{k,i}]_{k=1, \dots, 6}$$

La densité conditionnelle définie dans (3) est la contribution à la vraisemblance du $l^{ème}$ épisode lorsque celui-ci n'est pas censuré à droite, i.e. lorsque $\tau_{l+1} = \tau_l + u_l \leq T_4$. Lorsque le $l^{ème}$ épisode dure plus que $T_4 - \tau_l$, la contribution à la vraisemblance de cet épisode censuré à droite est :

$$(4) S_j^l(T_4 - \tau_l | \tau_l, \beta_j, X_{j,l}(T_4), v_l) = \text{prob}(u_l > T_4 - \tau_l | \tau_l, \beta_j, X_{j,l}(T_4), v_l) \\ = \exp \left(- \int_0^{T_4 - \tau_l} \sum_{\substack{k'=1 \\ k'=j}}^6 h_{j,k'}^l(t | \tau_l, \beta_j, X_{j,l}(\tau_l + t), v_l) dt \right)$$

où $S_j^l(\cdot | \cdot)$ est la survie conditionnelle de la durée de séjour dans le $l^{ème}$ épisode. Si un individu sort prématurément du panel lors du $l^{ème}$ épisode, entre deux dates successives d'enquête T_{m-1} et T_m ($m = 1, \dots, 4$), la contribution de cet épisode à la fonction de vraisemblance est alors :

$$(5) \text{prob}(u_l \in]T_{m-1} - \tau_l, T_m - \tau_l[\text{ et } Y_{\tau_{m-1}} = 6 | \tau_l, \beta_j, X_{j,l}(T_m), Y_{j,l}) \\ = \int_{T_{m-1} - \tau_l}^{T_m - \tau_l} g_{j,6}^l(u | \beta_j, X_{j,l}(\tau_l + u), v_l) du \\ j \in E, j \neq 6.$$

Grâce aux hypothèses sur $v_{j,k'}$ et sur $X_{j,k'}$, l'intensité de transition (1) peut être écrite :

$$(6) h_{j,k}^l(u_l | \beta_j, X_{j,k,l}(\tau_l + u_l), v_{k,l}) \\ = h_{j,k}^{4a}(\tau_l) \exp(\beta_{jk}^0 X_{j,k,l}^0(\tau_l) + \gamma_{jk} Z_l(\tau_l + u_l)) \exp(\alpha_k w_l) \\ = h_{j,k}^{4a}(\tau_l) \exp(\gamma_{jk} Z_l(\tau_l + u_l)) \exp(\beta_{jk}^0 X_{j,k,l}^0(\tau_l) + \alpha_k w_l)$$

où

$$\beta_{jk} = (\beta_{jk}^0, \gamma_{jk})' \\ X_{j,k,l}(\tau_l + u_l) = (X_{j,k,l}^0(\tau_l), Z_l(\tau_l + u_l))'$$

et :

$$Z_l(\tau_l + u_l) = \begin{cases} 1 & \text{si } u_l \leq D_l \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

D_l étant la durée des droits à l'allocation chômage durant le $l^{ème}$ épisode si cet épisode est un épisode de chômage, i.e. $j = 1$ (si $j \neq 1$, D_l est nécessairement égale à zéro et $Z_l(\tau_l + u_l)$ est égal à zéro tout au long du $l^{ème}$ épisode). Par conséquent, la densité conditionnelle (3) devient :

$$(7) g_{j,k}^l(u_l | \beta_j, X_{j,l}(\tau_l + u_l), v_l) = h_{j,k}^{4a}(\tau_l) \exp(\gamma_{jk} Z_l(\tau_l + u_l) + \beta_{jk}^0 X_{j,k,l}^0(\tau_l) + \alpha_k w_l) \\ \times \exp \left(- \sum_{\substack{k'=1 \\ k'=j}}^k \exp(\beta_{j,k'}^0 X_{j,k',l}^0(\tau_l) + \alpha_{k'} w_l) \times \mathfrak{R} \right)$$

où :

$$\mathfrak{R} = Z_l(\tau_l + u_l) \exp(\gamma_{jk}) \int_0^{u_l} h_{j,k}^{4a}(t) dt \\ + (1 - Z_l(\tau_l + u_l)) \left(\exp(\gamma_{jk}) \int_0^{D_l} h_{j,k}^{4a}(t) dt + \int_{D_l}^{u_l} h_{j,k}^{4a}(t) dt \right)$$

Correction du biais d'échantillonnage dans la population des chômeurs

Il est bien connu que l'échantillonnage à partir d'une population de chômeurs à une date donnée T_0 peut entraîner des estimations biaisées pour les paramètres de la distribution des durées de séjour dans cet état ou dans les états suivants (emploi, inactivité...). Le biais a deux composantes, un biais de longueur (*length-bias*) dû au fait que la probabilité d'échantillonnage d'un épisode est généralement proportionnelle à sa durée écoulée (ou longueur), et un biais de taux d'entrée (*inflow-rate bias*), résultant de la dépendance de cette probabilité envers le taux d'entrée en chômage à la date de début τ_0 , de cet épisode⁽⁶⁾.

Un article récent de Cases et Lollivier (1992) présente une première mise en évidence de l'importance du biais d'échantillonnage dans l'enquête *Suivi des chômeurs*.

Comme les ensembles de données utilisés dans les études similaires (voir, par exemple, Ridder (1986), Van den Berg, Lindeboom et Ridder (1991)), l'enquête de l'Insee n'enregistre pas la trajectoire individuelle $\Omega(\tau_0)$ précédant l'entrée dans l'épisode de chômage échantillonné en T_0 . Une façon possible de contourner le problème est de supposer que le taux d'entrée en chômage ne dépend pas directement du temps calendaire, mais s'écrit comme le produit de v_1 , (le terme d'hétérogénéité non observé affectant les intensités de transition vers le chômage) et $X_1(\tau_0)$, qui représente le vecteur de covariables individuelles observées à la date d'entrée en chômage. En d'autres termes, si $q(\cdot | \cdot)$ est le taux d'entrée, alors nous supposons que :

$$(8) \quad q(\tau_0 | v_1, X_1(\tau_0)) = q_1(v_1) \times q_2(X_1(\tau_0)) \propto \exp(\alpha_1 w_1) \times q_2(X_1(\tau_0)) .$$

avec

$$q_1(\cdot) > 0 \text{ et } q_2(\cdot) > 0 .$$

Rappelons que $\bar{U}_{0,i} = T_0 - \tau_{0,i}$ représente l'ancienneté en chômage de l'individu i à la date d'échantillonnage. Dans ces conditions, la probabilité qu'un individu i avec un terme donné d'hétérogénéité non observée v_1 et un vecteur donné de covariables $X_1(\tau_{0,i})$ soit dans le stock de chômeurs au moment de l'échantillonnage est égale à :

$$(9) \quad P_S(v_1, X_1(\tau_0)) = \int_0^{+\infty} q(\tau_0 | v_1, X_1(\tau_0)) \text{prob}(U_{0,i} > \bar{U}_0 | v_1, X_1(\tau_0)) d\bar{U}_0 \\ \propto \exp(\alpha_1 w_1) \times q_2(X_1(\tau_0)) \int_0^{+\infty} \exp \left\{ - \sum_{t=2}^S \int_0^{\bar{U}_0} h_{1,t}^0(t | \beta_{1,t}, X_{1,t}(\tau_0), v_{1,t}) dt \right\} d\bar{U}_0 .$$

Par conséquent, la probabilité d'être échantillonné dans le stock, étant donné l'hétérogénéité observable est :

$$(10) \quad P_S(X_1(\tau_0)) = \int_{-\infty}^{+\infty} P_S(v_1, X_1(\tau_0)) \varphi(w_1) dw_1 \\ \propto q_2(X_1(\tau_0)) \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(\alpha_1 w_1) \kappa(w_1) dw_1 .$$

avec :

$$\kappa = \left(\int_0^{+\infty} \exp \left\{ - \sum_{t=2}^S \int_0^{\bar{U}_0} h_{1,t}^0(t | \beta_{1,t}, X_{1,t}(\tau_0), \alpha_1, w_1) dt \right\} d\bar{U}_0 \right) .$$

où $\varphi(\cdot)$ est la fonction de densité d'une distribution normale standard $N(0,1)$. Finalement, la contribution à la vraisemblance d'un individu i avec des covariables $X_1(\tau_{0,i})$ à l'entrée en chômage et avec une trajectoire observée $(\tau_{i,t}, Y_{i,t})_{t=1, \dots, \bar{L}}$ est la densité conditionnelle de cette séquence étant donné que l'individu était chômeur à la date T_0 . Ainsi, cette fonction de vraisemblance a la forme générale :

$$\begin{aligned}
(11) \quad L((\tau_i, Y_i)_{i=1, \dots, \bar{L}} \mid X_i(\tau_0), \beta, \alpha) = & \\
& \left(\int_{-\infty}^{\infty} q(\tau_0, \mid v_{11}, X_i(\tau_0)) S_{Y_i}^{\bar{L}}(T_0 - \tau_{\bar{L}} \mid \beta_{Y_i}, X_{j,i}(T_0), \alpha, w_i) \right. \\
& \times \left. \left\{ \prod_{i=1}^{\bar{L}} g_{Y_{i-1}, Y_i}(u_{i-1,i} \mid \beta_{Y_{i-1}, Y_i}, X_{j,i}(\tau_{i-1,i} + u_{i-1,i}), \alpha, w_i) \right\} \varphi(w_i) dw_i \right) \times [P_5(X_i(\tau_0))]^{-1} \\
& \times \left(\int_{-\infty}^{\infty} \exp(\alpha, w_i) S_{Y_i}^{\bar{L}}(T_0 - \tau_{\bar{L}} \mid \beta_{Y_i}, X_{j,i}(T_0), \alpha, w_i) \right. \\
& \times \left. \left\{ \prod_{i=1}^{\bar{L}} g_{Y_{i-1}, Y_i}(u_{i-1,i} \mid \beta_{Y_{i-1}, Y_i}, X_{j,i}(\tau_{i-1,i} + u_{i-1,i}), \alpha, w_i) \right\} \varphi(w_i) dw_i \right) \\
& \times \left[\int_{-\infty}^{\infty} \exp(\alpha, w_i) \left(\int_0^{\infty} \exp \left\{ - \sum_{k=2}^5 \int_0^{\bar{U}_0} h_{1k}^0(t \mid \beta_{1k}, X_{1k,i}(\tau_0), \alpha, w_i) dt \right\} d\bar{U}_0 \right) \varphi(w_i) dw_i \right]^{-1}
\end{aligned}$$

où

$\alpha = (\alpha_1, \dots, \alpha_6)$ et Y_i est l'état occupé durant le $i^{ème}$ épisode de la trajectoire observée. Étant donné les hypothèses (4), (6) et (7), une procédure standard de maximisation de la vraisemblance permet d'obtenir des estimations convergentes de $\alpha = (\alpha_k)_{k=1, \dots, 6}$, $\beta = (\beta_{jk})_{k=1, \dots, 6}$ et des paramètres des intensités de base h_{jk}^{i*} .

Dans l'application, les hasards de base sont supposés constants dans le temps, i.e. $h_{jk}^{i*}(u_j) = h_{jk}^{(0)}$. Cette dernière hypothèse implique que la durée de séjour dans l'état j est exponentiellement distribuée.

Les indicateurs calculés : définitions

Nous avons, en premier lieu, calculé la probabilité conditionnelle que l'état k succède à l'état j ($j \neq k$), indépendamment de la durée de séjour dans l'état j .

Lorsque les covariables sont indépendantes du temps, cette probabilité conditionnelle, étant donné une valeur des covariables individuelles observées $X_{j,i}(\tau_j)$ est égale à :

$$(12) \quad \Pi_{k|j}(X_{j,i}(\tau_j)) = \int_{-\infty}^{\infty} \Pi_{k|j}(X_{j,i}(\tau_j); w_i) \varphi(w_i) dw_i$$

où :

$$\begin{aligned}
\Pi_{k|j}(X_{j,i}(\tau_j); w_i) &= \int_0^{\infty} h_{jk}(X_{j,i}(\tau_j); w_i) S_j(u \mid X_{j,i}(\tau_j); w_i) du \\
&= \frac{h_{jk}(X_{j,i}(\tau_j); w_i)}{\sum_{k' \neq j} h_{jk'}(X_{j,i}(\tau_j); w_i)}
\end{aligned}$$

et

$$h_{jk}(X_{j,i}(\tau_j); w_i) = \exp(\beta'_{jk} X_{j,i}(\tau_j) + \alpha_k w_i)$$

Cette probabilité est calculée en utilisant les estimations obtenues dans le modèle avec hétérogénéité non observée, pour les chômeurs ne bénéficiant pas du système d'allocation de chômage et pour les travailleurs employés sous un CDI.

Dans le cas de chômeurs percevant une allocation de chômage pendant une durée égale à T , cette probabilité devient

$$(13) \Pi_{k,1}(X_{1,t}(\tau_t), T, w_t) = \text{prob}(K = k \mid \tau_{1,t} \leq T, X_{1,t}(\tau_t), w_t) \text{prob}(\tau_{1,t} \leq T \mid X_{1,t}(\tau_t), w_t) \\ + \text{prob}(K = k \mid \tau_{1,t} > T, X_{1,t}(\tau_t), w_t) \text{prob}(\tau_{1,t} > T \mid X_{1,t}(\tau_t), w_t) \\ = \frac{h_{1,k}}{\sum_{k'=1} h_{1,k'}} \left[1 - \exp\left(-T \sum_{k'=1} h_{1,k'}^*\right) \right] + \frac{h_{1,k}^*}{\sum_{k'=1} h_{1,k'}^*} \left[\exp\left(-T \sum_{k'=1} h_{1,k'}^*\right) \right]$$

où :

$$h_{1,k} = \exp(\gamma_{1,k} + \beta'_{1,k} X_{1,t}(\tau_t) + \alpha_1 w_t)$$

et

$$h_{1,k}^* = \exp(\beta'_{1,k} X_{1,t}(\tau_t) + \alpha_1 w_t)$$

Il peut être également intéressant d'obtenir une estimation de la probabilité de devenir chômeur de longue durée, i.e. plus de 12 mois, pour un individu actuellement au chômage, selon l'état qu'il occupait auparavant et selon la durée T de sa période de droits à l'allocation de chômage. Cette probabilité est égale à :

$$(14) S_1(12 \mid X_{1,t}(\tau_t), T) = \int_{-\infty}^{\infty} S_1(12 \mid X_{1,t}(\tau_t), T, w_t) \phi(w_t) dw_t$$

où :

$$S_1(12 \mid X_{1,t}(\tau_t), T, w_t) = \exp\left(-\left(T \times \sum_{k=2}^{\infty} \exp(\gamma_{1,k} + \beta'_{1,k} X_{1,t}(\tau_t) + \alpha_1 w_t)\right) \right. \\ \left. - (12 - T) \times \sum_{k=2}^{\infty} \exp(\beta'_{1,k} X_{1,t}(\tau_t) + \alpha_1 w_t)\right)$$

si $0 \leq T \leq 12$,

$$S_1(12 \mid X_{1,t}(\tau_t), T, w_t) = \exp\left(-12 \times \sum_{k=2}^{\infty} \exp(\gamma_{1,k} + \beta'_{1,k} X_{1,t}(\tau_t) + \alpha_1 w_t)\right)$$

si $T > 12$.

Les calculs des formules (13) et (14) ont été réalisés pour différentes valeurs de la durée T des droits à l'allocation chômage : ces durées sont celles qui étaient en vigueur en 1986 pour des individus employés respectivement entre 3 et 6 mois, 6 et 12 mois ou 12 et 24 mois avant de devenir chômeurs.

Dans ces cas, la durée des droits était respectivement de 3, 8 et 14 mois. Les personnes qui étaient auparavant en TUC n'étaient généralement pas éligibles à l'allocation chômage une fois revenues en chômage.

Finalement, nous avons estimé la corrélation entre deux termes d'hétérogénéité aléatoire non observée, notés $v_{k,t}$ et $v_{k',t}$. Cette corrélation est égale à :

$$(15) \text{corr}(v_{k,t}, v_{k',t}) = \frac{\exp(\alpha_k \alpha_{k'}) - 1}{[\exp(\alpha_k^2) - 1][\exp(\alpha_{k'}^2) - 1]^{\frac{1}{2}}}$$

Tableau 5 : intensités de transition
Intensités de transition à partir du chômage

Variables			Jeunes hommes sans diplôme (N = 673)		Jeunes hommes avec CAP ou BEP (N = 405)	
			Modèle avec intensités constantes		Modèle avec intensités constantes	
			sans hétérogénéité	avec hétérogénéité	sans hétérogénéité	avec hétérogénéité
C → CDI	Constante		- 4.004 (0,093)	- 3,982 (0,095)	- 3,996 (0,673)	- 4,184 (0,692)
	Éligibilité à l'allocation chômage		0,280 (0,093)	0,467 (0,095)	0,942 (0,756)	0,717 (0,876)
	Situation préalable :	- CQ, CA, App	0,480 (0,120)	0,991 (0,120)	- 0,513 (0,812)	- 0,353 (1,039)
		- TUC	- 0,163 (0,116)	0,063 (0,116)	- 0,725 (0,285)	- 0,903 (0,414)
		- SIVP	0,113 (0,117)	0,454 (0,117)	0,236 (0,238)	0,264 (0,136)
		- Autres stages	0,101 (0,110)	0,377 (0,110)	- 0,244 (0,421)	- 0,451 (0,521)
		- CDI	0,776 (0,086)	0,756 (0,088)	0,254 (0,207)	0,133 (0,312)
- CDD	0,296 (0,090)	0,296 (0,092)	0,150 (0,192)	0,382 (0,364)		
C → CDD	Constante		- 2,240 (0,089)	- 2,326 (0,096)	- 2,617 (0,213)	- 2,914 (0,292)
	Éligibilité à l'allocation chômage		- 1,081 (0,089)	- 0,711 (0,095)	- 0,266 (0,166)	0,222 (0,255)
	Situation préalable :	- CQ, CA, App	- 0,786 (0,121)	0,167 (0,121)	- 1,040 (0,849)	- 1,502 (0,496)
		- TUC	- 0,064 (0,110)	0,369 (0,113)	- 0,897 (0,428)	- 0,710 (0,471)
		- SIVP	0,188 (0,117)	0,723 (0,118)	0,015 (0,323)	- 0,049 (0,732)
		- Autres stages	- 0,664 (0,113)	- 0,205 (0,115)	0,164 (0,366)	0,656 (0,468)
		- CDI	- 0,471 (0,097)	- 0,562 (0,102)	- 0,113 (0,185)	0,102 (0,176)
- CDD	0,474 (0,080)	0,417 (0,089)	0,651 (0,138)	0,351 (0,282)		
C → PEP	Constante		- 4,549 (0,091)	- 4,871 (0,097)	- 3,028 (0,684)	- 3,035 (0,671)
	Éligibilité à l'allocation chômage		1,369 (0,091)	1,179 (0,097)	- 0,180 (0,610)	- 0,123 (0,653)
	Situation préalable :	- CQ, CA, App	0,785 (0,118)	0,206 (0,119)	0,073 (0,587)	- 0,008 (0,450)
		- TUC	0,715 (0,099)	0,504 (0,104)	1,254 (0,279)	1,234 (0,276)
		- SIVP	0,376 (0,112)	0,128 (0,113)	0,809 (0,143)	0,782 (0,145)
		- Autres stages	0,123 (0,107)	- 0,229 (0,109)	0,376 (0,224)	0,402 (0,302)
		- CDI	- 0,543 (0,096)	- 0,470 (0,098)	- 0,580 (0,351)	- 0,579 (0,352)
- CDD	- 0,303 (0,087)	- 0,219 (0,089)	- 0,615 (0,204)	- 0,587 (0,189)		
C → I	Constante		- 15,995 (0,098)	- 16,118 (0,101)	- 3,891 (0,945)	- 3,918 (0,846)
	Éligibilité à l'allocation chômage		11,539 (0,098)	11,416 (0,101)	- 0,989 (1,086)	- 0,875 (0,866)
C → A	Constante		- 4,742 (0,098)	- 4,862 (0,101)		
	Éligibilité à l'allocation chômage		- 0,123 (0,098)	- 0,284 (0,101)		
	Situation préalable :	- PEP	- 0,109 (0,109)	- 0,204 (0,110)		
		- CDI	0,019 (0,107)	0,023 (0,107)		
- CDD		0,210 (0,103)	0,209 (0,104)			

Les résultats

Puisque les différentes mesures sont regroupées en un seul état, dénoté PEP, comme cela a été expliqué dans la deuxième partie, le processus individuel de transition prend ses valeurs dans un espace d'état à six éléments : chômage (C), emploi sous un contrat à durée indéterminée (CDI), emploi sous un contrat à durée déterminée (CDD), emploi aidé (PEP), inactivité (I), et attrition (A). Nous considérons en premier lieu les strates composées d'hommes âgés de moins de 26 ans en novembre 1986 et qui sont soit diplômés d'un CAP ou d'un BEP, soit sans diplôme (sous-entendu, supérieur au BEPC). Le tableau 5 contient les estimations des paramètres des modèles avec ou sans hétérogénéité non observée et corrigés du biais d'échantillonnage pour les sous-échantillons considérés. Le vecteur de covariables comprend :

- une variable dépendante du temps indiquant si l'individu perçoit une allocation chômage à l'instant de la transition lorsqu'il est chômeur,
- des variables dichotomiques, indiquant l'état occupé juste avant l'entrée dans l'état actuel.

Pour construire ces variables dichotomiques, nous distinguons quatre catégories de mesures :

- contrats de qualification, d'adaptation ou d'apprentissage (Contrats),

- travaux d'utilité collective (TUC),
- stages d'initiation à la vie professionnelle (SIVP),
- autres stages.

Les intensités de transition

Les résultats montrent que le passage préalable par un emploi aidé affecte uniquement certaines intensités de transition. Toutefois, le signe et l'amplitude des effets dépendent du type de mesure suivie auparavant par les jeunes hommes. L'introduction des termes d'hétérogénéité non observée améliore l'adéquation des modèles¹¹. Dans le cas des jeunes sans diplôme, cela modifie les effets des passages préalables par des mesures et, par exemple, augmente ces effets sur les transitions du chômage vers les emplois à durée déterminée ou indéterminée, mais diminue ceux affectant le taux de réentrée en mesure. Cependant, dans le cas des diplômés de CAP ou de BEP, la prise en compte des termes d'hétérogénéité non observée ne modifie pas beaucoup les estimations de ces effets. Tous les commentaires suivants sont donc basés sur le modèle avec hétérogénéité non observée.

En ce qui concerne les jeunes hommes sans diplôme, un passage préalable par un contrat d'apprentissage, de qualification ou d'adaptation élève l'intensité de transition vers les emplois stables (CDI) à l'issue de

Tableau 5 (suite) : intensités de transition à partir des contrats à durée indéterminée

Variables		Jeunes hommes sans diplôme (N = 673)		Jeunes hommes avec CAP ou BEP (N = 405)	
		Modèle avec intensités constantes		Modèle avec intensités constantes	
		sans hétérogénéité	avec hétérogénéité	sans hétérogénéité	avec hétérogénéité
CDI → C	Constante	- 2,990 (0,077)	- 3,070 (0,079)	- 3,380 (0,117)	- 3,321 (0,085)
	Situation préalable : - SIVP	- 0,377 (0,119)	- 0,468 (0,119)	- 0,831 (1,089)	- 0,822 (1,095)
	- Autres emplois PEP	0,311 (0,114)	0,262 (0,114)	0,833 (0,223)	0,845 (0,201)
	- CDD	0,169 (0,105)	0,382 (0,105)	- 0,419 (0,439)	- 0,381 (0,409)
CDI → CDD	Constante	- 3,526 (0,094)	- 3,579 (0,100)	- 4,344 (0,086)	- 3,709 (0,224)
	Situation préalable : - PEP	- 1,340 (0,120)	- 1,198 (0,120)		
	- CDD	- 1,558 (0,119)	- 2,368 (0,119)	0,383 (0,129)	- 0,573 (0,147)
CDI → PEP	Constante	- 4,630 (0,105)	- 4,792 (0,106)	- 4,649 (0,273)	- 4,556 (0,461)
	Situation préalable : - PEP	0,679 (0,118)	0,416 (0,118)		
	- CDD			- 0,921 (0,865)	- 1,011 (1,078)
CDI → I	Constante	- 6,043 (0,118)	- 6,116 (0,118)	- 5,397 (0,247)	- 5,289 (0,257)
CDI → A	Constante	- 4,434 (0,104)	- 4,516 (0,105)		

Tableau 5 (fin) : intensités de transition à partir des états CDD, PEP et I

Variables		Jeunes hommes sans diplôme (N = 673)		Jeunes hommes avec CAP ou BEP (N = 405)	
		Modèle avec intensités constantes		Modèle avec intensités constantes	
		sans hétérogénéité	avec hétérogénéité	sans hétérogénéité	avec hétérogénéité
CDD → C	Constante	- 1,566 (0,064)	- 1,555 (0,066)	- 1,880 (0,082)	- 1,866 (0,081)
	Situation préalable: - PEP	- 0,960 (0,117)	- 1,064 (0,117)	- 1,452 (0,295)	- 1,427 (0,285)
	- CDI	- 0,663 (0,108)	- 0,597 (0,108)	- 0,360 (0,212)	- 0,375 (0,225)
CDD → CDI	Constante	- 2,435 (0,084)	- 2,590 (0,087)	- 2,548 (0,105)	- 2,439 (0,140)
	Situation préalable: - PEP	- 1,189 (0,120)	- 0,957 (0,120)	- 0,091 (0,396)	0,256 (0,276)
	- CDI	- 0,641 (0,115)	- 0,800 (0,115)	0,206 (0,363)	0,070 (0,335)
CDD → PEP	Constante	- 4,896 (0,113)	- 4,918 (0,113)	- 4,062 (0,233)	- 4,099 (0,205)
	Situation préalable: - PEP	1,968 (0,119)	1,690 (0,119)	1,135 (0,347)	1,070 (0,520)
CDD → I	Constante	- 4,974 (0,116)	- 4,967 (0,116)	- 4,635 (0,268)	- 4,707 (0,082)
CDD → A	Constante	- 4,521 (0,113)	- 4,516 (0,113)		
PEP → C	Constante	- 2,436 (0,072)	- 2,724 (0,084)	- 2,534 (0,130)	- 2,550 (0,161)
PEP → CDI	Constante	- 3,419 (0,094)	- 2,990 (0,098)	- 3,039 (0,085)	- 3,391 (0,215)
PEP → CDD	Constante	- 4,357 (0,108)	- 3,742 (0,110)	- 3,955 (0,222)	- 4,076 (0,415)
PEP → I	Constante	- 4,945 (0,114)	- 5,358 (0,115)	- 4,292 (0,289)	- 4,243 (0,218)
PEP → A	Constante	- 4,157 (0,106)	- 4,606 (0,109)		
I → C	Constante	- 2,940 (0,097)	- 3,170 (0,099)	- 3,056 (0,131)	- 3,068 (0,138)
I → CDI	Constante	- 4,995 (0,118)	- 4,678 (0,118)	- 4,503 (0,350)	- 4,814 (0,366)
I → CDD	Constante	- 5,218 (0,118)	- 4,793 (0,119)	- 4,790 (0,703)	- 5,027 (0,333)
I → PEP	Constante	- 4,525 (0,115)	- 5,177 (0,116)	- 4,490 (0,418)	- 4,766 (0,490)
I → A	Constante	- 4,812 (0,117)	- 5,174 (0,117)		
α_1			0,291 (0,053)		0,049 (0,125)
α_2			- 0,596 (0,087)		0,684 (0,373)
α_3			- 1,063 (0,090)		- 1,320 (0,437)
α_4			0,715 (0,086)		- 0,120 (0,310)
α_5			0,404 (0,097)		- 0,197 (0,474)
α_6			0,435 (0,091)		
Log-vraisemblance		- 9443,805	- 9418,433	- 5294,77	- 5265,0

- CQ, CA, App : contrat de qualification, contrat d'adaptation, ou contrat d'apprentissage.

- Dans le tableau 5, les nombres entre parenthèses sont les écarts types.

Les caractères gras indiquent un niveau de significativité de 5 %, les caractères italiques un niveau de 10 %

la période de chômage qui suit, alors que le passage préalable par un SIVP (respectivement par un TUC) augmente l'intensité de transition du chômage vers les CDD (respectivement vers les emplois aidés). En un sens, ce résultat donne un premier critère de classement pour les différentes mesures. Cela peut s'expliquer par la dimension formatrice plus importante des contrats d'apprentissage, de qualification et d'adaptation, généralement attribués à des jeunes plus expérimentés. Dans le cas des diplômés d'un CAP ou d'un BEP, ces contrats semblent n'avoir aucun effet particulier sur les transitions à partir du chômage, alors que le passage préalable par un TUC diminue (respectivement augmente) l'intensité de transition du chômage vers les CDI (respectivement vers les emplois aidés). De façon claire, quel que soit le niveau de formation, les TUC sont les mesures publiques ayant l'impact le plus faible sur la sortie du chômage.

Un autre résultat est particulièrement intéressant : lorsque les jeunes chômeurs sans diplôme perçoivent encore des droits à l'allocation chômage, ils transitent plus intensément du chômage vers les CDI et même vers les emplois aidés. Ce dernier résultat peut être dû à un effet incitatif résultant de la législation sur les droits à l'allocation chômage (AC). Plus précisément, si avant son entrée en emploi aidé le jeune bénéficie de cette allocation, le versement de l'allocation chômage est interrompu pendant cet emploi et reprend si le jeune se réinscrit à l'ANPE au terme du passage en mesure. À l'opposé, lorsque le jeune chômeur ne reçoit plus d'allocation chômage, son intensité de transition du chômage vers les emplois temporaires (CDD) augmente. Cela est un résultat intéressant, qui peut être expliqué par un changement dans le comportement de recherche des

travailleurs ayant un faible niveau de formation, au cours de leur période de chômage : ayant épuisé leurs droits à l'allocation chômage, ils sont prêts à accepter des emplois temporaires, qui sont plus fréquents, mais souvent associés à des salaires plus faibles. Cependant, les droits à l'allocation chômage ne semblent avoir aucun effet significatif sur les transitions à partir du chômage dans le cas des jeunes diplômés d'un CAP ou d'un BEP, ce qui peut s'expliquer par la faible taille de ce sous-échantillon.

Si nous considérons les transitions à partir des CDI, nous observons que le passage préalable par certains types de mesure (TUC, autres stages) est associé à une intensité de transition vers le chômage plus élevée que ne l'est le passage préalable par des contrats de formation en alternance (SIVP, contrats de qualification, d'apprentissage et d'adaptation). Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les contrats de qualification sont plus fréquemment utilisés par des grandes entreprises et plus souvent transformés en contrats à durée indéterminée à leur terme. Parallèlement, un jeune travailleur qui a suivi précédemment une mesure, quelle que soit sa catégorie, passe d'un CDI à un CDD de façon moins intensive (*i.e.* moins fréquent) qu'un travailleur auparavant en chômage.

Finalement, notons l'existence d'effets de récurrence : le passage préalable par une mesure augmente l'intensité de transition d'un CDD vers un autre emploi aidé. Il pourrait être intéressant de savoir si ces transitions sont fréquemment réalisées au sein de la même entreprise : malheureusement, l'ensemble de données ne contient pas de telles informations.

Tableaux 6 : probabilité de transition à partir du chômage selon l'état précédemment occupé (en %)

Jeunes hommes sans diplôme

État précédent	Première entrée	TUC		Autres PEP		SIVP		CDD		CQ, CA, App		CDI	
Durée potentielle d'éligibilité (en mois)	0	0	3	8	3	8	3	8	8	14	8	14	
Probabilité de transition vers...													
... CDI	12,9	9,8	15,9	29,7	14,6	19,9	15,8	21,2	36,5	37,6	43,5	45,2	
... CDD	69,2	71,9	57,8	44,9	57,6	55,8	60,8	54,8	38,3	34,5	33,4	29,1	
... PEP	12,0	14,0	17,3	16,6	19,3	17,4	14,4	14,8	18,2	20,2	13,2	14,7	
Probabilité d'une durée au chômage supérieure à un an	22,8	14,9	23,8	21,8	10,3	9,7	15,4	14,9	11,0	9,8	22,5	20,5	
Jeunes hommes avec un CAP ou un BEP													
État précédent	Première entrée	TUC		Autres PEP		SIVP		CDD		CQ, CA, App		CDI	
Durée potentielle d'éligibilité (en mois)	0	0	3	8	3	8	3	8	8	14	8	14	
Probabilité de transition vers...													
... CDI	15,9	3,9	10,1	12,1	17,6	21,1	24,7	28,1	21,4	24,0	25,8	28,0	
... CDD	41,4	17,1	53,1	54,8	33,4	34,7	52,1	52,7	21,5	22,3	50,3	50,7	
... PEP	30,7	70,3	30,1	28,1	42,6	39,6	14,2	12,7	43,7	42,5	15,7	14,7	
Probabilité d'une durée au chômage supérieure à un an	16,8	7,0	9,6	8,9	7,7	7,0	13,7	11,3	29,0	28,8	15,7	14,1	

Quelques indicateurs utiles

L'encadré 3 présente les définitions de quelques indicateurs (probabilités conditionnelles, corrélations) dont les résultats des calculs sont ici présentés.

Le tableau 6 montre que la probabilité de devenir chômeur de longue durée et la probabilité des différentes issues au chômage varient de façon significative avec les types de mesures préalablement suivies. Par exemple, pour les jeunes hommes sans diplôme, la probabilité de devenir chômeur de longue durée est deux fois moins importante pour ceux qui sont passés précédemment par des formations en alternance que pour ceux qui étaient employés auparavant dans des stages pour les 16-25 ans ou qui effectuent leur première entrée sur le marché du travail. L'efficacité des contrats d'apprentissage, de qualification ou d'adaptation est renforcée par le fait que, pour des jeunes chômeurs ayant un faible niveau de formation, la probabilité d'accéder à un emploi régulier (à durée indéterminée) à la fin de leur période de chômage est plus élevée lorsqu'ils étaient préalablement employés dans ce type de formation en alternance : à l'opposé, cette probabilité est particulièrement faible lors d'une première entrée sur le marché du travail ou pour ceux qui étaient préalablement en TUC. Toutefois, la probabilité de transition du chômage vers un nouvel emploi aidé n'est pas tellement modifiée par le type de mesure préalablement suivie.

Ces résultats ne sont pas vérifiés de façon identique pour les détenteurs d'un CAP ou d'un BEP. Une fois encore, les contrats d'apprentissage, de qualification et d'adaptation sont associés à une probabilité plus élevée d'obtenir un emploi régulier (sous un contrat à durée indéterminée) à la fin de la période de chômage suivante : à l'opposé, le passage par un TUC semble fortement diminuer la probabilité d'obtenir directement un emploi de ce type. En fait, cette probabilité est plus grande pour un jeune homme entrant sur le marché du travail pour la première fois. Cependant, ce résultat doit être contrebalancé par le fait que le passage préalable par un TUC est associé à une probabilité plus faible d'être chômeur de longue durée (ou de façon équivalente, à une durée moyenne de chômage plus faible) : dans le cas des jeunes diplômés d'un CAP au moins, les TUC entraînent une mobilité plus élevée, faisant alterner des périodes courtes de chômage et des emplois aidés. Ce résultat peut être étendu aux mesures caractérisées par de faibles dimensions formatrices, à savoir les stages d'initiation à la vie professionnelle (SIVP) et les stages pour les 16-18 et 18-25 ans, également associées à des périodes de chômage courtes se terminant fréquemment par un nouvel emploi aidé.

De plus, notons que les jeunes diplômés d'un CAP ou d'un BEP obtiennent un emploi aidé plus fréquemment que les jeunes travailleurs moins diplômés à la fin de leur période de chômage, s'ils

entrent pour la première fois sur le marché du travail ou s'ils étaient auparavant en emploi aidé. Ainsi, il est clair que l'entrée en mesures est fortement sélective : lorsqu'ils opèrent une sélection parmi les candidats, les employeurs (du secteur public ou privé) préfèrent retenir les individus les plus formés. Cependant, lorsqu'ils ont été employés auparavant dans un emploi plus régulier (sous un contrat à durée indéterminée ou déterminée), les chômeurs les moins formés sont moins soumis à ce processus de sélection : leur chance d'obtenir un emploi aidé est la même que celle des détenteurs d'un CAP ou d'un BEP.

La probabilité de devenir chômeur de longue durée n'augmente pas avec la durée des droits à l'allocation de chômage : néanmoins, l'allongement de cette durée augmente la probabilité d'obtenir un contrat à durée indéterminée à la fin de la période de chômage, en particulier pour les jeunes hommes sans diplôme précédemment employés en SIVP, en stages 16-18 ans et 18-25 ans (autres PEP) ou dans des emplois temporaires sous un contrat à durée déterminée.

Le tableau 7 contient les estimations des probabilités de transition des emplois réguliers (sous contrats à durée indéterminée) vers les autres états, selon les états précédant les emplois CDI actuellement occupés. En premier lieu, remarquons que la probabilité de transition vers le chômage est plus élevée pour les jeunes auparavant employés dans des mesures avec une faible dimension formatrice (TUC, stages 16-25 ans) que pour ceux précédemment employés dans des mesures comprenant des périodes de formation en alternance (SIVP, CA, CQ, apprentissage). Dans le cas des jeunes hommes sans diplôme, le passage préalable par un emploi aidé augmente légèrement la probabilité de transiter d'un emploi sur CDI vers un autre emploi aidé. Pour les individus avec un niveau de formation plus élevé (CAP ou BEP), cette probabilité est deux fois plus élevée pour ceux qui étaient précédemment employés dans une mesure avec des périodes de formation en alternance (SIVP et contrats) que pour ceux employés dans les autres mesures (y compris les TUC). Mais, dans l'ensemble, la durée moyenne d'un CDI (ou de façon équivalente, la probabilité que sa durée soit supérieure à un an) est plus élevée lorsque cet emploi est précédé par une formation en alternance plutôt que par une période de chômage ou un TUC. En particulier, dans le cas des jeunes diplômés d'un CAP ou d'un BEP, les TUC sont suivis par des emplois sur CDI d'une durée plus courte. Par conséquent, pour cette catégorie de jeunes travailleurs, qui ne sont pas les moins diplômés, les TUC sont de façon évidente la mesure la moins efficace : ils sont associés à une probabilité très faible d'obtenir un emploi stable à la fin d'une période de chômage et à une très forte probabilité de réentrer en chômage une fois embauché en CDI.

Considérons maintenant les estimations des coefficients de corrélation entre les termes

Tableau 7 : probabilité de transition à partir des emplois sur CDI (en %)

État suivant le CDI \ État précédent		C + I	CDD	SIVP + contrats	Autres stages + TUC
		C	Sans diplôme	44,7	69,7
	CAP	45,3	49,4	28,7	62,9
CDD	Sans diplôme	33,0	5,0	37,9	13,5
	CAP	36,1	33,7	45,1	25,6
PEP	Sans diplôme	9,9	9,6	12,5	14,0
	CAP	12,4	7,3	17,5	7,6
Probabilité d'une durée en CDI supérieure à un an	Sans diplôme	26,0	30,9	32,6	28,2
	CAP	35,4	50,9	45,4	19,7

Tableau 8 : matrice de corrélation pour les termes d'hétérogénéité non observée (jeunes hommes sans diplôme)

	C	CDI	CDD	PEP	I	A
C	1	-0,8202	-0,6183	-0,9524	0,9967	-0,8763
CDI		1	0,9354	-0,6504	-0,7782	0,9930
CDD			1	-0,4502	-0,5728	0,8898
PEP				1	0,9736	-0,7169
I					1	-0,8386
A						1

d'hétérogénéité non observée affectant les intensités de transition. Le tableau 8 montre que, pour le sous-échantillon des jeunes sans diplôme, les termes aléatoires concernant les transitions vers les CDI et les CDD sont positivement corrélés, ainsi que le sont les termes aléatoires des transitions vers le chômage et les emplois aidés. Mais le terme aléatoire correspondant aux transitions vers les CDI est corrélé négativement avec celui affectant les transitions vers les emplois aidés. Cela implique que, toutes choses égales par ailleurs, un jeune sans diplôme employable en CDI, de par la valeur élevée de sa composante d'hétérogénéité non observée, est moins soumis au risque d'une entrée en chômage ou moins enclin à accepter un emploi aidé. Cela confirme que le processus de sélection à l'entrée dans les mesures dépend de façon importante de l'hétérogénéité individuelle non observée. Cependant, ces résultats ne peuvent être vérifiés pour les détenteurs d'un CAP ou d'un BEP : pour ce sous-échantillon, seuls les paramètres α_1 associés aux termes aléatoires affectant les transitions vers les CDI et les CDD sont significatifs, ce qui implique que, toutes choses égales par ailleurs, un jeune travailleur qui est plus employable sous un contrat à durée indéterminée se dirigera moins probablement vers un emploi temporaire en CDD.

Pour les jeunes travailleurs sans diplôme, le signe et la valeur des coefficients de corrélation entre les termes aléatoires concernant les transitions vers l'état

d'attrition et vers les CDI montrent que le processus de sortie du panel n'est pas exogène, mais dépend vraisemblablement des mobilités résidentielles associées à des embauches sous contrat à durée indéterminée (ou sous contrat à durée déterminée). Malheureusement, à cause de leur fréquence moindre, les transitions vers l'attrition doivent être traitées comme des observations censurées à droite dans le cas des détenteurs d'un CAP ou d'un BEP.

Finalement, le tableau de l'annexe 2 illustre l'importance des biais provoqués par l'omission des termes d'hétérogénéité non observée et par le schéma d'échantillonnage. Pour cela, nous comparons, dans le cas des diplômés d'un CAP ou d'un BEP, les estimations des probabilités de sortie du chômage et de chômage de longue durée produites par trois modèles à intensité de base constante.

(1) Le modèle prenant en compte les termes d'hétérogénéité non observée et corrigé du biais d'échantillonnage dans le stock.

(2) Le modèle omettant les termes d'hétérogénéité non observée et corrigé du biais d'échantillonnage dans le stock.

(3) Le modèle sans hétérogénéité non observée et sans correction du biais d'échantillonnage. De façon évidente, le dernier modèle surestime les probabilités de devenir chômeur de longue durée, alors que le second sous-estime les probabilités de sortie du chômage.

Résumé et conclusions

Cet article était consacré à l'impact des dispositifs d'emploi mis en place durant les années 1980 sur le devenir de court terme des jeunes chômeurs bénéficiaires. Notre étude, utilisant des données individuelles longitudinales, s'est attachée en particulier au traitement des biais statistiques spécifiques à cette catégorie de problèmes : le biais de sélection à l'entrée dans les mesures et résultant en particulier de l'hétérogénéité individuelle non observée, le biais impliqué par le schéma d'échantillonnage endogène, et le biais d'attrition.

Les estimations mettent en évidence les résultats suivants.

- Selon leur contenu en formation, les divers types de mesures ont des effets différents sur les trajectoires des bénéficiaires : par exemple, le passage par des mesures comprenant des périodes de formation en alternance, tels les contrats de qualification ou d'adaptation, et les SIVP, augmente la probabilité d'accéder à un emploi stable à la fin de la période suivante de chômage, par rapport aux mesures ayant des dimensions formatrices moins affirmées (tels les TUC et les stages 16-18 ou 18-25 ans). Ce résultat apparaît moins clairement pour les jeunes hommes sans diplôme : cependant, les mesures avec les plus faibles contenus en formation ne correspondent pas aux périodes de chômage subséquentes les plus longues : par exemple, dans le cas des diplômés d'un CAP ou BEP, les passages préalables par des TUC sont associés à la durée de chômage moyenne la plus faible, mais aussi à la probabilité la plus élevée de retourner en emploi aidé : parallèlement, un CDI précédé d'un emploi aidé avec des périodes de formation en alternance a une durée moyenne plus élevée qu'un CDI suivant un TUC ou un autre stage public : de plus, il finit moins fréquemment par une transition vers le chômage.

- L'entrée dans les emplois aidés est fortement sélective : elle dépend en premier lieu de l'état actuellement occupé (remarquons, par exemple, que pour les jeunes diplômés d'un CAP ou d'un BEP, les transitions vers les emplois aidés s'effectuent de façon plus intensive à partir du chômage qu'à partir des CDI) : elle dépend aussi du niveau de formation initiale des jeunes travailleurs (les moins formés se dirigent de façon moins intensive du chômage vers les emplois aidés) : finalement, la sélection dépend des passages préalables en mesures, mais aussi de l'hétérogénéité individuelle non observée : notons que nous pouvons seulement déceler les effets à l'ordre 1 des passages en mesures : par conséquent, les emplois aidés ont un impact à très court terme sur les trajectoires individuelles.

- La durée potentielle des droits à l'allocation chômage (AC) n'augmente pas la durée moyenne des périodes de chômage : cependant, elle augmente la probabilité d'obtenir immédiatement un CDI à la fin de la période de chômage : lorsqu'ils bénéficient encore de l'allocation chômage, les travailleurs les moins diplômés se dirigent de façon plus intensive vers les emplois aidés : cela peut être dû à l'effet incitatif résultant de la législation sur l'allocation chômage.

Bien sûr beaucoup d'autres questions relatives à ce sujet pourraient être abordées. En particulier, il est possible d'analyser les effets des exonérations des cotisations sociales en tant qu'incitations pour les firmes à embaucher de jeunes travailleurs dans des formations en alternance. Il est possible d'essayer de voir si ces firmes substituent ces emplois à d'autres plus réguliers. Ces questions semblent sortir du champ de cette première étude, essentiellement parce qu'elles nécessitent l'observation d'informations non disponibles dans les données utilisées ici.

Notes

(1) Les articles de Lalonde (1986), Fraker et Maynard (1987), Woodbury et Spiegelman (1987), Heckman et Hotz (1989) et l'ouvrage édité par Manski et Garfinkel (1991) constituent les principales contributions récentes à ce débat. Précisons que les données expérimentales sont généralement fournies par des expérimentations de programmes de formation dont le principe est le suivant : les participants sont choisis au hasard au sein d'une population de caractéristiques prédéfinies, et ensuite affectés, une nouvelle fois de manière aléatoire, soit à un groupe dit "de traitement" recevant la formation, soit à un groupe dit "de contrôle" qui n'en bénéficie pas.

(2) Nous proposons de retenir le terme utilisé dans la langue anglaise.

(3) Pour une présentation générale du traitement économétrique des données de transition, voir par exemple le livre de Lancaster (1990), ou les récentes synthèses de Florens et Fougère (1992), Fougère et Kamionka (1992b), ou Florens, Fougère, Kamionka et Mouchart (1994).

(4) C'est une hypothèse forte (et probablement irréaliste), qui mériterait d'être relâchée dans une étude complémentaire. Remarquons cependant que Fougère et Kamionka (1992a) ont mis en évidence la relative stationnarité des intensités de transition sur le marché du travail au cours de la période 1986-1988 en France. Pour l'incorporation des effets saisonniers et de ceux du cycle conjoncturel dans les modèles de durée ou de transition, voir De Toldi, Gouriéroux et Monfort (1992) ou Imbens et Lynch (1992).

(5) Clairement, cette spécification permet aux variables explicatives non observées d'être mutuellement dépendantes. Cependant, cette dépendance est trop restrictive, car la corrélation entre $\log v_{k'}$ et $\log v_k$, ($k' \neq k$) peut seulement être égale à 0, 1 ou -1, selon que $\alpha_k \alpha_{k'} = 0$, $\alpha_k \alpha_{k'} > 0$ ou $\alpha_k \alpha_{k'} < 0$. Une façon de produire une dépendance plus flexible est de supposer que les composantes v_k ont une distribution discrète multivariée avec un nombre fini de points de support (voir Lindeboom et Van den Berg (1991) ou van den Berg, Lindeboom et Ridder (1991) pour des détails) : une telle hypothèse semble être relativement maniable dans une structure de modèle bivarié de durée, mais devient coûteuse en calcul pour un modèle de transition avec six états.

(6) Les articles de Chesher et Lancaster (1981, 1983), Ridder (1984), Van den Berg, Lindeboom et Ridder (1991) et Gouneroux et Monfort (1992) sont consacrés à l'analyse de biais similaires dans le contexte de modèles de durée de chômage.

(7) Un test des rapports de vraisemblance entraîne un rejet du modèle sans hétérogénéité non observée.

Bibliographie

- Aalen O. O. (1978). "Non-Parametric Inference for a Family of Counting Processes". *The Annals of Statistics*, vol. 6, n°6, pp. 701-726.
- Aalen O.O. (1987). "Mixing Distribution on a Markov Chain". *Scandinavian Journal of Statistics*, vol. 14, pp. 281-289.
- Andersen P.K., Borgan O. (1985). "Counting Process Models for Life History Data: a Review (with Discussion)". *Scandinavian Journal of Statistics*, vol. 12, pp. 97-158.
- Ashenfelter O., Card D. (1985). "Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs". *The Review of Economics and Statistics*, vol. 67, pp. 648-660.
- Aucouturier A.L. (1993). "Contribution à la mesure de l'efficacité de la politique de l'emploi". *Travail et Emploi*, n°55/1, pp. 20-29.
- Bassi L. (1983). "The Effect of CETA on the Post-Program Earnings of Participants". *The Journal of Human Resources*, vol. 18, pp. 539-556.
- Cases C., Lollivier S. (1992). "Estimation de la durée du chômage en France en 1986". *document de travail*, Crest, n°9309, Insee, Paris.
- Card D., Sullivan D. (1988). "Measuring the Effect of Subsidized Training Programs on Movements in and out of Employment". *Econometrica*, vol. 56, pp. 497-530.
- Dauty F., Ourtau M. (1993). "Contrats de qualification, contrats d'apprentissage : un bilan rapide de la coexistence des deux formules". *note*, Cejee, n°146, université de Toulouse.
- De Toldi M., Gouriéroux C., Monfort A. (1992). "On Seasonal Effects in Duration Models, with Application to Prepayments". *Working Paper*, Crest, n°9216, Insee, Paris.
- Dubin J.A., Rivers D. (1993). "Experimental Estimates of the Impact of Wage Subsidies". *Journal of Econometrics*, vol. 56, pp. 219-242.
- Dossiers statistiques du Travail et de l'Emploi, n°34-35 (octobre 1987), n°43-44 (octobre 1988), n°51 (août 1989), n°62 (septembre 1990), Paris, ministère du travail, de l'emploi et de la formation professionnelle.
- Flinn C.J., Heckman J.J. (1982). "Models for the Analysis of Labor Force Dynamics", in *Advances in Econometrics*, vol. I, R. Basman and G. Rhodes eds. Greenwich, Conn.: JAI Press, pp. 35-95.
- Flinn C.J., Heckman J.J. (1983). "The likelihood Function of the Multivariate-Multiepisode Model", in *Advances in Econometrics*, vol. II, R. Basman and G. Rhodes eds. Greenwich, Conn.: JAI Press, pp. 225-231.
- Florens J.P., Fougère D. (1992). "Point Processes", in *The Econometrics of Panel Data, Handbook of Theory and Applications*, L. Mátyás and P. Sevestre eds. Kluwer Academic Press, pp. 316-352.
- Florens J.P., Fougère D., Kamionka T., Mouchart M. (1994). "La modélisation économétrique des transitions individuelles sur le marché du travail". *Economie et Prévision*, à paraître.

- Fougère D., Kamionka T. (1992a). "Un modèle markovien du marché du travail". *Annales d'Economie et de Statistique*, n°27, pp. 149-188.
- Fougère D., Kamionka T. (1992b). "Mobilité et précarisation sur le marché français du travail : une analyse longitudinale pour les années 1986 à 1988". *Economie et Prévision*, n°102-103, pp. 157-178.
- Fougère D., Kamionka T. (1992b). "Individual Labour Market Transitions". in *The Econometrics of Panel Data. Handbook of Theory and Applications*, L. Mátyás and P. Sevestre eds. Kluwer Academic Press, pp. 470-508.
- Fraker T., Maynard R. (1987). "The Adequacy of Comparison Groups Designs for Evaluations with Employment-Related Programs". *The Journal of Human Resources*, vol. 22, pp. 194-227.
- Gouriéroux C., Monfort A. (1992). "Modèles de durée et effets de génération". *document de travail*, Crest n°9125, Insee, Paris.
- Gritz R.M. (1993). "The Impact of Training on the Frequency and Duration of Employment". *Journal of Econometrics*, vol. 57, pp. 21-51.
- Ham T., Lalonde R. (1990). "Using Social Experiments to Estimate the Effect of Training on Transition Rates". in *Panel Data and Labor Market Studies*, J. Hartog, Ridder G. and J. Theeuwes eds. Amsterdam, North-Holland, pp. 157-172.
- Ham T., Lalonde R. (1991). "Estimating the Effect of Training on the Incidence and Duration of Unemployment: Evidence on Disadvantaged Women from Experimental Data". *Working Paper*, n°3912, NBER.
- Heckman J.J. (1990). "Alternative Approaches to the Evaluation of Social Programs: Econometric and Experimental Methods". 6th World Congress of the Econometric Society, Barcelona, Spain.
- Heckman J., Hotz J. (1989). "Choosing among Alternative Non-Experimental Methods for Estimating the Impact of Social Programs: the Case of Manpower Training". *Journal of the American Statistical Association*, vol. 84, pp. 862-874.
- Imbens G.W., Lynch L. (1992). "Labour Market Transitions over the Business Cycle". *Working Paper*, Harvard University.
- Liaisons Sociales, "Insertion professionnelle des jeunes-Les stages-Les contrats", juillet 1990, n°10746.
- Liaisons Sociales, "Aide à l'embauche-Structures favorisant l'emploi", juin 1990, n°10726.
- Liaisons Sociales, "Le contrat d'apprentissage-La taxe d'apprentissage", juin 1993, n°11469.
- Lalonde R. (1986). "Evaluating the Econometric Evaluations of Training Programs with Experimental Data". *The American Economic Review*, vol. 76, pp. 604-620.
- Lancaster T. (1990). *The Econometric Analysis of Transition Data*. Econometric Society Monographs. Cambridge University Press, New-York.
- Lindeboom M., Van den Berg G.J. (1991). "Heterogeneity in Bivariate Duration Models: the Importance of the Mixing Distribution". *Research Memorandum*, Leiden University.
- Manski C.F., Garfinkel I. (1991). *Evaluating Welfare and Training Programs*, Manski C.F. and I. Garfinkel, eds. Cambridge, Harvard University Press.
- Ridder G. (1984). "The Distribution of Single-Spell Duration Data". in *Studies in Labor Market Analysis*, G.R. Neumann and N. Westergaard-Nielsen eds., Springer Verlag, Berlin.
- Ridder G. (1986). "An Event History Approach to the Evaluation of Training, Recruitment and Employment Programs". *Journal of Applied Econometrics*, vol. 1, n°2, pp. 109-126.
- Ridder G. (1990). "The Non-Parametric Identification of Generalized Accelerated Failure Time Models". *The Review of Economic Studies*, vol. 57, pp. 167-182.
- Van den Berg G.J., Lindeboom M., Ridder G. (1991). "Attrition in Longitudinal Panel Data, and the Empirical Analysis of Dynamic Labour Market Behaviour". *Research Memorandum*, n°427, Groningen University.
- Woodbury S.A., Spiegelman R.G. (1987). "Bonuses to Workers and Employers to Reduce Unemployment: Randomized Trials in Illinois". *The American Economic Review*, vol. 77, pp. 513-530.

Annexe 1 : nombre de transitions individuelles effectuées sur la période d'observation

Niveau de formation \ Nombre de transitions	Nombre de transitions												Total
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	
Sans diplôme	42 (6,24)	183 (33,43)	154 (56,31)	123 (74,59)	72 (85,29)	49 (92,57)	30 (97,01)	8 (98,2)	7 (99,24)	3 (99,69)	0 (99,69)	2 (100)	673
CAP ou BEP	14 (3,46)	104 (29,14)	96 (52,84)	62 (68,15)	58 (82,47)	33 (90,62)	21 (95,81)	9 (98,03)	3 (98,77)	3 (99,51)	1 (99,76)	1 (100)	405
Baccalauréat et plus	4 (3,25)	39 (34,96)	33 (61,79)	24 (81,3)	11 (90,24)	5 (94,31)	4 (97,56)	3 (100)					123
Non-réponse	3 (2,21)	25 (20,59)	31 (43,38)	31 (66,17)	23 (83,08)	18 (96,32)	4 (99,26)	0 (99,26)	1 (100)				136
Total	63	351	314	240	164	105	59	20	11	6	1	3	1337

Notes : les nombres entre parenthèses sont les fréquences cumulées.

Annexe 2 : nombre de passages par les différents états au cours de la période sur la période d'observation

Nombre de passages		0	1	2	3	4	5	6
Chômage	Sans diplôme		351 (52,1)	218 (32,4)	83 (12,3)	12 (1,8)	8 (1,2)	1 (0,2)
	Cap		219 (54,0)	117 (28,9)	51 (12,6)	15 (3,7)	1 (0,3)	2 (0,5)
	Bac		86 (69,9)	28 (22,8)	8 (6,5)	1 (0,8)		
	Non-réponse		61 (44,8)	59 (43,4)	16 (11,8)			
CDD	Sans diplôme	431 (64,1)	163 (24,2)	58 (8,6)	16 (2,4)	5 (0,7)		
	Cap	228 (56,3)	99 (24,4)	57 (14,1)	16 (4,0)	2 (0,5)	3 (0,7)	
	Bac	85 (69,1)	26 (21,1)	9 (7,3)	3 (2,5)			
	Non-réponse	82 (60,3)	38 (27,9)	13 (9,6)	3 (2,2)			
CDI	Sans diplôme	378 (56,2)	234 (34,8)	50 (7,4)	9 (1,3)	2 (0,3)		
	Cap	173 (42,7)	187 (46,2)	37 (9,1)	7 (1,8)	1 (0,2)		
	Bac	38 (30,9)	68 (55,3)	16 (13,0)	1 (0,8)			
	Non-réponse	67 (49,3)	51 (37,5)	17 (12,5)	1 (0,7)			
PEP	Sans diplôme	436 (64,8)	190 (28,2)	39 (5,8)	8 (1,2)			
	Cap	277 (68,4)	104 (25,7)	23 (5,7)	1 (0,2)			
	Bac	93 (75,6)	28 (22,8)	2 (1,6)				
	Non-réponse	66 (48,6)	54 (39,7)	14 (10,3)	1 (0,7)	1 (0,7)		
Inactivité	Sans diplôme	573 (85,1)	98 (14,6)	2 (0,3)				
	Cap	355 (87,6)	46 (11,4)	4 (1,0)				
	Bac	102 (82,9)	20 (16,3)	1 (0,8)				
	Non-réponse	103 (75,7)	31 (22,8)	2 (1,5)				
Attrition	Sans diplôme	506 (75,2)	167 (24,8)					
	Cap	320 (79,0)	85 (21,0)					
	Bac	89 (72,4)	34 (27,6)					
	Non-réponse	118 (86,8)	18 (13,2)					

Abréviations pour les niveaux de formation :

Cap (CAP ou BEP).

Bac (Baccalauréat et plus).

Les nombres entre parenthèses sont les fréquences relatives.

**Annexe 3 : probabilités de transition à partir du chômage selon les états précédemment occupés
(en pourcentage)**

Jeunes détenteurs d'un CAP ou d'un BEP

État précédent	Première entrée	TUC		Autre PEP		SIVP		CDD		CQ, CA.App		CDI	
		0	3	8	3	8	3	8	8	14	8	14	
Durée potentielle d'éligibilité (en mois)		0	3	8	3	8	3	8	8	14	8	14	
Probabilité de transiter vers													
CDI	(1)	15,9	3,9	10,1	12,1	17,6	21,1	24,7	28,1	21,4	24,0	25,8	28,0
	(2)	11,4	3,9	13,7	18,7	18,9	24,9	18,7	25,1	20,7	24,4	34,4	39,2
	(3)	11,2	3,6	14,7	19,7	18,8	24,5	18,7	25,1	20,8	24,1	34,3	39,1
CDD	(1)	41,4	17,1	53,1	54,8	33,4	34,7	52,1	52,7	21,5	22,3	50,3	50,7
	(2)	45,4	13,0	42,2	40,1	29,5	27,4	61,9	58,0	21,4	20,7	39,5	37,2
	(3)	44,5	11,7	39,9	37,8	26,8	24,9	62,5	58,7	19,2	18,6	39,7	37,4
PEP	(1)	30,7	70,3	30,1	28,1	42,6	39,6	14,2	12,7	43,7	42,5	15,7	14,7
	(2)	30,1	74,0	35,8	35,1	45,0	43,1	12,0	11,6	45,3	44,6	17,3	16,6
	(3)	29,5	74,5	38,7	37,8	48,8	46,7	11,4	11,0	50,0	49,2	17,2	16,6
Probabilité d'une durée au chômage supérieure à un an	(1)	16,8	7,0	9,6	8,9	7,7	7,0	13,7	11,3	29,0	28,8	15,7	14,1
	(2)	14,6	6,4	10,7	12,0	6,8	7,2	8,6	9,4	29,1	30,4	18,7	18,4
	(3)	18,8	8,5	9,1	15,3	6,6	11,4	11,2	17,7	34,3	43,2	30,2	36,9

Notes

- (1) Modèle avec hétérogénéité non observée et corrigé du biais d'échantillonnage dans le stock.
- (2) Modèle sans hétérogénéité non observée mais corrigé du biais d'échantillonnage dans le stock.
- (3) Modèle sans hétérogénéité non observée et sans correction du biais d'échantillonnage dans le stock.