

## Article

---

« Persistance du chômage et insertion »

Gilles Allaire, Éric Cahuzac et Gabriel Tahar

*L'Actualité économique*, vol. 76, n° 2, 2000, p. 237-263.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/602323ar>

DOI: 10.7202/602323ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

---

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <http://www.erudit.org/apropos/utilisation.html>

---

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : [erudit@umontreal.ca](mailto:erudit@umontreal.ca)

## PERSISTANCE DU CHÔMAGE ET INSERTION

Gilles ALLAIRE  
Éric CAHUZAC  
INRA ESR (ETIQ),  
Toulouse

Gabriel TAHAR  
CNRS (LIRHE)  
et INRA ESR (ETIQ),  
Toulouse

**RÉSUMÉ** – Partant de données individuelles riches sur les trajectoires de 1 565 individus sortants de bas niveaux scolaires en 1986, nous étudions ici l'effet d'un passage en chômage (ou en inactivité) sur la probabilité de connaître de nouveau du chômage (ou de l'inactivité). Une technique robuste et un traitement original des problèmes de chevauchement nous permet de tester certains effets stylisés sur les trajectoires. Nous soulignons le caractère prédictif du chômage en début de vie active. Nous distinguons également un chômage plutôt d'exclusion en fin de période à opposer au chômage plutôt aléatoire de début de période. Enfin la qualité de l'insertion paraît déterminante dans la persistance du chômage, puisque les « mieux » insérés semblent protégés du chômage répété. Une distinction selon la zone du premier emploi montre des risques de chômage moins forts à la campagne.

**ABSTRACT** – *Repeated Spells of Unemployment: Consequences on Insertion.* We use detailed survey data from 1986 to analyze 1565 trajectories over 7 years of outgoing individuals with low levels of education to study the effect of a period of unemployment (or inactivity) on the probability of being unemployed (or inactive) a second time. A robust technique and an original statistical treatment of the overlapping problems enables us to test stylized effects on the trajectories. We highlight the predictive character of unemployment at the beginning of one's active work life. We also find evidence that people encounter unemployment but retain a certain probability of insertion as opposed to stronger exclusion from the workforce at the end of the period. This pattern is in contrast to unemployment at the beginning of the period which is found to be somewhat random. Finally the quality of first employment appears to be a determinant of the persistence of unemployment, since those who are « better » inserted seem to be protected from spells of repeated unemployment. According to the geographic location of first employment, we show that the risk of repeated unemployment is lower in the countryside relative to urban areas.

## INTRODUCTION

Ce texte traite de l'insertion professionnelle des jeunes ayant arrêté la formation initiale avec un bagage scolaire limité. Une première partie, qui s'appuie notamment sur des résultats antérieurs des auteurs, explicite la problématique et ce que l'on entend par trajectoire d'insertion. Il y a plusieurs façon d'étudier les caractéristiques de l'insertion. La disposition d'une information détaillée pour une période longue (sept années) permet ici une approche originale par l'étude de la persistance de situations de non-emploi durant les années qui suivent la sortie de l'école. Pour ce faire, nous utilisons un modèle économétrique qui permet de prendre en compte l'hétérogénéité inobservée. La deuxième partie présente ce modèle statistique et les résultats. On s'intéresse à l'influence des caractéristiques personnelles des jeunes sur la rapidité de l'insertion, ainsi qu'à celle de certaines caractéristiques du marché du travail et notamment de la localisation du premier emploi selon un gradient rural/urbain.

### 1. PROBLÉMATIQUE : LA TRANSITION VERS L'INSERTION VUE COMME PERSISTANCE DE SITUATIONS DE NON-EMPLOI

La présente contribution s'inscrit dans une recherche qui porte sur les trajectoires d'insertion professionnelle au cours des sept années qui suivent la fin de la scolarité pour une cohorte de jeunes sortis de l'école en 1986 sans le baccalauréat (Allaire *et al.*, 1995). D'une part, un travail de nature sociologique, s'appuyant sur l'analyse de récits de leur parcours recueillis auprès de certains de ces jeunes<sup>1</sup> a mis en lumière une succession de phases dans ces parcours. Avant l'obtention d'une position satisfaisante ou l'acceptation d'une place stable, selon les individus, on pourra avoir affaire à une phase initiale de latence (retrait de la formation et non-participation au marché du travail), ainsi nommée en suivant Galland (1990), et/ou à des périodes que l'on peut interpréter comme une amélioration de l'employabilité (expérience de petits « boulots », utilisation des « dispositifs » pour l'emploi des jeunes) et l'accumulation de capital humain (apprentissage, parcours de formation complémentaire) (Allaire et Beslay, 1997). En ce sens, on peut parler de trajectoire, c'est-à-dire d'une structure temporelle : un parcours de transition précède l'insertion. D'autre part, cette recherche s'est appuyée sur une étude statistique des formes de cheminement de la cohorte (1 565 individus pour six régions françaises), à partir d'une connaissance de la position des individus par rapport au marché du travail mois par mois, qui visait à expliquer l'hétérogénéité de ces trajectoires (Allaire et Tahar, 1996). La même base de données (décrite en annexe) est réutilisée ici.

---

1. En l'occurrence, il s'agissait de 29 jeunes ruraux de Midi-Pyrénées. Cette partie de la recherche a été réalisée dans le cadre d'une enquête collective effectuée dans le cadre du CEREQ; on en trouvera une présentation dans Demazière et Dubar, 1994, ainsi que l'analyse de certains entretiens dans Demazière et Dubar, 1997.

Nous discuterons rapidement, en présentant les résultats déjà acquis, les problèmes d'une approche économique et statistique de l'insertion professionnelle. Puis, nous ferons référence aux travaux sur la persistance du chômage auxquels nous empruntons l'idée du modèle utilisé.

### 1.1 *Trajectoires d'insertion*

L'insertion professionnelle des jeunes est souvent, aujourd'hui, repoussée à l'issue d'une période de transition qui suit la sortie de l'école. Cette transition, qui peut durer plusieurs années, ne peut pas être interprétée uniquement selon les logiques de recherche d'emploi ou d'amélioration de ses ressources. Différents facteurs de contexte et personnels déterminent la façon dont est gérée cette transition.

Selon la théorie de la recherche d'emploi utilisée par les micro-économistes, les travailleurs à la recherche d'un emploi arbitrent entre accepter l'offre qui se présente ou attendre la prochaine s'ils pensent qu'il y a une possibilité que le salaire ou plus généralement les conditions de travail soient meilleurs. Le but est alors d'expliquer la durée du processus d'appariement. Comme l'indiquent V. Lechêne et T. Magnac (1996), le problème devient compliqué si l'on admet que les intensités de recherche sont décidées par les individus. Or, précisément, s'agissant des jeunes étudiés, on peut mettre en évidence des périodes de latence durant lesquelles la recherche est peu active. La recherche est également limitée si le rayon géographique en est restreint<sup>2</sup>. Par ailleurs, il est peu réaliste d'appliquer ce modèle à l'accès aux emplois aidés (type CES) ou aux stages proposés par les mesures pour l'emploi (Gautié, 1996). En effet, on peut considérer que le processus est séquentiel : c'est faute de trouver, ou que se présente le type d'emploi désiré, que les jeunes choisiront un CES ou une autre situation relevant du dispositif public<sup>3</sup>. D'un autre côté, il est possible de préférer un emploi aidé à un stage qualifiant si le revenu immédiat assuré par la première mesure est plus élevé, même si l'arbitrage intertemporel conduisait au second choix. La préférence pour le présent est sans doute d'autant plus grande que le capital culturel des jeunes est faible. Ce choix peut également résulter d'un fort désir d'indépendance par rapport aux parents. Il y a donc, dans un contexte et une conjoncture donnés, une certaine rationalité à l'enchaînement de ces statuts instables qui forme ce que nous avons appelé une phase de transition<sup>4</sup>. L'objectif même des mesures pour l'emploi ne peut être vu uniquement en terme d'adéquation de l'offre et de la demande de

---

2. Le manque de moyens de transport des jeunes défavorisés en milieu rural limite leur recherche. En sens inverse, l'existence de permanences très décentralisées du service public de l'emploi permet d'élargir l'horizon de celle-ci.

3. On constate effectivement, pour la cohorte étudiée, que l'entrée dans un emploi aidé ne se produit pas avant l'automne et souvent un an après la sortie de l'école. Il est d'ailleurs alors difficile de faire le partage entre recherche non aboutie et phase de latence.

4. La notion de transition a été associée avec l'existence et le fonctionnement des dispositifs pour l'emploi par Rose (1984).

travail. Ces mesures assurent un revenu de substitution et les agents publics qui gèrent ces dispositifs en tiennent compte dans l'orientation qu'ils proposent aux jeunes. Ils organisent un « parcours » selon les caractéristiques du jeune (y compris les besoins actuels de revenu) en combinant dans le temps plusieurs mesures<sup>5</sup>. Cette dernière observation milite pour une analyse globale des trajectoires de transition.

Il ne serait pas réaliste non plus de considérer que la période de transition est une accumulation continue de ressources. Certes les dispositifs publics permettent à certains jeunes d'acquérir les compétences nécessaires à un projet professionnel. Mais, cette transition peut aussi être marquée par des expériences stigmatisantes et ce parcours peut comporter des phases de retrait. Des événements susceptibles de changer les préférences individuelles peuvent aussi intervenir. Ainsi, le besoin de revenu personnel se modifie en fonction de la situation familiale qui se transforme généralement dans cette période (ces jeunes sont sortis vers 17 ans de l'école). L'insertion professionnelle doit également être vue comme un processus temporel dans sa dynamique subjective. La socialisation professionnelle (Dubar, 1991) est une double négociation identitaire, avec les autres et avec soi-même. Les compromis ainsi négociés (par étapes) forment l'acquis d'une trajectoire tant personnelle que professionnelle. Ces caractéristiques des trajectoires sont résumées sur un seul axe par la théorie du capital humain, alors qu'elles s'inscrivent aussi dans une différenciation « horizontale » des logiques identitaire (le capital identitaire se distribue dans plusieurs champs). On notera, par exemple, que ce qui importe pour les jeunes ruraux, encore plus que pour les jeunes urbains, c'est « la famille » (Galland et Lambert, 1993); ils se marient d'ailleurs davantage et plus tôt. Ces logiques fondent des différences dans les comportements qui participent à une différenciation des marchés locaux du travail et des systèmes de mobilité. Ainsi, partir plutôt que rester au pays, pour un jeune rural, correspond à un seuil de capital humain, mais aussi à l'activation de logiques identitaires différentes.

Comment rendre compte de cette diversité des trajectoires par l'analyse statistique? L'économétrie sur données longitudinales analyse des changements d'états sur le marché du travail<sup>6</sup>, entre emploi et non-emploi, entre types d'emploi, entre chômage et inactivité... L'analyse est généralement réduite aux changements de situation entre deux dates (dates d'interrogation successives d'un *panel*), en ignorant les changements qui ont pu intervenir entre-temps. Si l'on connaît, comme dans notre cas, l'ensemble des transitions entre états intervenues durant une période, leur agrégation sans considération de l'ordre de ces changements pose problème car les caractéristiques des individus comme leurs préférences peuvent avoir changé au long de la période. D'un autre côté, la caractérisation d'un état compte

---

5. Les effets des mesures analysés séparément peuvent alors être liés à ces pratiques. Ce qui rend très complexe l'interprétation de l'effet des stages sur les trajectoires d'insertion (Magnac, 1997).

6. En général, on parle de « transition » entre états, terme que nous préférons éviter ici, compte tenu que nous désignons ainsi une période qui peut comporter différents changements d'état.

tenu de toute l'information disponible sur la trajectoire antérieure aboutirait à des matrices de transition rapidement non analysables, sans compter que certains changements sont inobservables ou inobservés. On peut alors, comme nous allons le voir, s'attacher essentiellement à l'analyse de la durée de la période de transition.

Les travaux qui portent sur l'insertion s'intéressent notamment à la durée d'obtention du premier emploi, le statut et la durée de celui-ci. Or, plusieurs années après la sortie de l'école, pour la cohorte étudiée, le taux de non-emploi reste très élevé et le premier emploi, dans bien des cas, ne peut pas être considéré comme significatif. Par ailleurs, tous les observateurs convergent pour critiquer l'assimilation, pourtant fréquente dans le vocabulaire des acteurs de l'insertion, entre stabilité/précarité et formes juridiques des contrats (CDI/CDD). Il faut donc, d'une façon ou d'une autre, tenir compte de la succession des statuts et repérer l'emploi qui permet une insertion. T. Penard et M. Sollogoub (1995), dans une étude portant sur l'enquête ONEVA 1989 qui sert également de base à ce travail (voir annexe), définissent, de façon *ad hoc*, comme « emploi d'insertion » le plus long des trois premiers emplois occupés, espérant ainsi cerner « la première expérience significative dans le monde du travail ». Selon leurs calculs, 40 % de la cohorte (sortie en juin 1986) dispose encore de cet emploi en décembre 1989 et dans 60 % des cas il dure plus d'un an (l'étude s'intéresse essentiellement à la durée de cet emploi). C'est un CDI dans 30 % des cas<sup>7</sup>. Lochet (1994), à partir de la même source, analyse les successions de statuts d'emploi (emplois aidés, CDD, CDI) qui paraissent caractériser des formes d'insertion professionnelle et de gestion de la main-d'œuvre juvénile variables selon la taille et le secteur des établissements. La diversité de celles-ci laisse toutefois penser qu'à un effet proprement sectoriel (règles professionnelles de branches) s'ajoute la spécificité spatiale des systèmes d'emplois. Une autre étude, toujours à partir de la même enquête, fait apparaître l'influence sur la nature des itinéraires des filières de formation et des secteurs d'insertion sur lesquels elles débouchent (Grelet, Pottier et Viney, 1991). L'emploi « ordinaire » (CDI) est caractéristique des spécialités industrielles masculines. L'étude montre également que la non-possession du diplôme (en l'occurrence CAP ou BEP) à la sortie de l'école renforce la précarité en début de vie active. Les résultats de cette dernière étude suggèrent l'existence de filières formation-emploi sectorielles, dont les modes de régulation s'articulent sans doute avec des régimes de fonctionnement économiques spécifiques (par exemple le travail saisonnier dans l'hôtellerie), mais n'excluent pas des configurations spatiales ou régionales des systèmes d'insertion (Demazière et Dubar, 1994).

Il ressort de ce qui précède qu'il n'est pas aisée de repérer la fin de la phase transitoire dans la trajectoire d'insertion, cette dernière pouvant recouvrir plusieurs formes selon les individus. Dans les longues périodes hors emploi, se mêlent des sous-périodes où la mobilisation pour la recherche d'emploi est plus ou moins

---

7. Soit moins que selon notre propre définition de l'emploi d'insertion (voir ci-dessous), qui envisage des transitions plus longues.

importante et d'autres où les individus font des choix pour des activités incompatibles avec un emploi (formation, service militaire, maternité...). L'acceptation d'un emploi aidé (TUC, CES...), qui souvent n'intervient qu'après une période de latence ou une recherche déçue de plusieurs mois, et qui, dans la majorité des cas ne débouche pas sur une situation stable (tout en offrant une occupation relativement longue : un an), conduit à des périodes de transition de plusieurs années. Par ailleurs, une sortie rapide de l'emploi, quelle qu'en soit la cause, est susceptible de relancer un processus de transition complexe (avec stages).

Aussi, il paraît préférable de définir l'insertion par la stabilité observée *ex post*. Une période d'observation suffisamment longue est alors nécessaire à cette démarche. Allaire et Tahar (1996) ont ainsi défini l'emploi d'insertion comme celui qui ouvre une période de stabilité et du même coup fait apparaître une durée de transition (entre l'école et l'insertion). En pratique, ils considèrent que l'insertion est réalisée et la transition terminée lorsqu'un emploi, quel qu'en soit le statut, n'est pas suivi par une période de chômage ou d'inactivité<sup>8</sup> supérieure à un certain seuil (3 mois). La considération des CDD au même titre que les CDI dans les emplois d'insertion se justifie par l'analyse précédente. L'hypothèse sous-jacente à l'acceptation de périodes courtes de non-emploi entre deux périodes d'emploi est que celles-ci correspondent à des épisodes de mobilité volontaire (ou gérée), plutôt qu'à une mobilité subie. De fait, la probabilité de rencontrer des formations ou un emploi à statut précaire à l'intérieur d'une série d'emplois à durée indéterminée (CDI et assimilés) est nulle. Seules interviennent, de fait, pour raccourcir les itinéraires de transition, les hypothèses faites sur le chômage. L'insertion, ainsi définie, est dépendante de la durée du cheminement à la date d'enquête : une durée d'observation trop courte conduit à la prise en compte de pseudo-insertions, une durée trop longue, au contraire met à l'écart des trajectoires avec des « retraits » ou des « accidents » et on peut alors considérer qu'il s'agit d'un autre aspect des carrières que celui étudié ici (parcours d'insertion)<sup>9</sup>.

Les sept années d'observation de l'enquête de 1993 (voir annexe) montrent des parcours d'insertion plus ou moins complexes. Dans l'échantillon étudié, 51 % des filles et 54 % des garçons trouvent un premier emploi (y compris apprentissage et « mesures jeunes ») au plus tard en octobre 1986. Cet emploi dure plus d'un an dans près de la moitié des cas et plus de deux ans dans 28 % des cas. Il

---

8. Une difficulté dans l'analyse de l'insertion vient de ce qu'il est mal aisé d'établir une typologie des statuts vis-à-vis du marché du travail. La distinction entre chômage et non-participation est mal appréhendée par les enquêtes (cette dernière peut recouvrir du travail informel). Dans le travail cité, comme dans le présent article nous avons abandonné la distinction proposée dans l'enquête entre les états de chômage et d'inactivité distingués, qui renvoie sans doute plus à des situations vis-à-vis des organismes sociaux (indemnité ou non) qu'à un degré de mobilisation. À partir d'ici, lorsqu'il s'agira des traitements effectués par nous ou Allaire et Tahar (1996) sur l'enquête ONEVA 1989, 1993 il s'agira toujours des deux états confondus. Pour les hommes, la période du service militaire a été neutralisée.

9. Notons que la plupart des données disponibles (ONEVA) portent sur l'observation de la situation 6 mois après la sortie de l'école ou sur des trajectoires de 3 ans. L'enquête ONEVA-CEREQ de 1989 et 1993 sur 7 ans fait exception.

s'agit d'un CDI (ou situation assimilée) dans 21 % des cas. Lorsque le premier emploi est obtenu dans une période ultérieure, il s'agit moins fréquemment d'un CDI et moins fréquemment d'un emploi de plus d'un an (sauf en fin de la période étudiée du fait des prolongations d'étude sans doute). Tout se passe comme si ceux qui entrent les premiers sur le marché du travail obtiennent les meilleurs emplois (le taux de sélection étant conjoncturel). Toutefois, 12 % seulement des insertions, au sens ci-dessus, sont réalisées en octobre 1986. Près de 50 % des insertions ne sont réalisées qu'après décembre 1987 (transitions de plus de 18 mois) et près du quart après décembre 1989 (transitions de plus de 3 ans). Seulement 8,5 % des jeunes ont été insérés dans une situation stable (c'est-à-dire qui dure jusqu'à la fin de l'enquête, juin 1993) avec leur premier emploi. Dans la majorité des cas (66 %), l'emploi d'insertion, comme défini ci-dessus, n'est pas un emploi stable, mais si c'est un CDI, il est stable dans 55 % des cas. Cependant, 42 % seulement des emplois d'insertion sont des CDI.

La durée de la période de transition caractérise d'une façon simplifiée les trajectoires. Les plus longues sont les plus instables. L'insertion peut alors être considérée comme un processus ponctuel et on peut analyser la dispersion des parcours à partir de la durée de la transition. La simplification des trajectoires en un modèle à deux phases, avant et après l'insertion, permet une bonne description de la variabilité des trajectoires selon les variables individuelles classiquement prises en compte et aussi selon les secteurs et la localisation des emplois (Allaire et Tahar, 1995). La possession d'un diplôme accélère l'insertion, tandis que le passage en stage correspond à des transitions longues. Celles-ci sont plus longues pour les femmes toutes choses égales par ailleurs. Les spécificités d'insertion des jeunes ruraux (moins rapide dans un premier temps, obstacles levés par la mobilité, plus complète *in fine*) peuvent être mises en relation avec les spécificités des marchés du travail ruraux. Au-delà de la durée de transition, nous avons noté que les caractéristiques du premier emploi et/ou de l'emploi d'insertion paraissent jouer un rôle dans la détermination de la trajectoire. Le statut de ces emplois est un bon estimateur de la trajectoire (notamment le CDI par rapport aux autres statuts). Plus généralement on peut se demander si la nature de la transition, influence la qualité de l'insertion en fin de parcours.

La voie utilisée ici pour modéliser les trajectoires n'est plus le repérage par individu d'un emploi d'insertion. On raisonne sur la cohorte dans son ensemble. La vitesse de l'insertion de celle-ci renvoie alors à la mesure de la persistance de situations de non-emploi (chômage ou inactivité) dans la cohorte, en cohérence avec la définition qui précède de l'insertion. Pour analyser l'effet de la transition sur l'insertion finale, on cherchera donc à caractériser la cohorte en fonction de ce qui se passe en début de trajectoire.

Le tableau 1 indique que les périodes de chômage ou d'inactivité sont de moins en moins fréquentes sur les sept ans, l'augmentation de la proportion de personnes en emploi sur la période (de 20 à 70 %) montre le passage progressif de la cohorte dans une situation d'insertion stable. La durée moyenne annuelle de chômage ou d'inactivité par individu est de 2,8 mois.

TABLEAU 1

NOMBRE DE MOIS DE CHÔMAGE OU D'INACTIVITÉ (EN % DE LA POPULATION ÉTUDIÉE)

Années								Effectifs moyens annuels	
	1	2	3	4	5	6	7		
0 mois	20	42	49	58	72	72	69	54,6 %	854
1 mois	7	9	8	5	2	2	2	5,0 %	78
2 mois	13	7	6	5	3	2	2	5,4 %	85
3 mois	10	6	5	4	2	2	3	4,6 %	72
4 mois	6	5	4	3	2	2	2	3,4 %	54
5 mois	7	5	4	3	2	1	2	3,4 %	54
6 mois	7	5	4	7	3	2	3	4,4 %	69
7 mois	5	4	3	2	2	2	1	2,7 %	42
8 mois	4	3	3	2	1	1	2	2,3 %	36
9 mois	4	3	2	2	2	2	2	2,4 %	38
10 mois	3	2	2	1	1	1	1	1,6 %	25
11 mois	3	2	2	1	1	1	1	1,6 %	25
12 mois	12	7	8	6	9	8	10	8,6 %	134
									1 565

### 1.2 *Persistence du chômage*

De manière générale, les recherches en économie du travail montrent que le fait d'avoir connu du chômage augmente la probabilité de connaître de nouveau du chômage. Plusieurs hypothèses peuvent être invoquées pour interpréter ce phénomène. Tout d'abord, selon la théorie du capital humain, le passage par le chômage va se traduire par une perte de qualification pour l'individu, rendant sa recherche d'emploi plus difficile. Lorsqu'il trouve un emploi, le travailleur risque alors d'être licencié dans les premiers. En effet, le capital humain spécifique augmentant avec l'ancienneté dans l'entreprise, les employeurs ont alors tendance à licencier tout d'abord les derniers entrants. Ce qui peut concerner des jeunes. Cette persistance des épisodes de chômage peut s'expliquer aussi par le fait que les emplois acceptés par les chômeurs sont d'autant plus précaires que les périodes de chômage ont été nombreuses. Dans ce cas le chômage a fait baisser leurs exigences et ils sont prêts à accepter n'importe quel emploi. Les théories sur la segmentation du marché du travail montrent aussi que le chômage décourage les individus dans leur travail, les conduisant vers un secteur secondaire où les salaires sont bas et la rotation de la main-d'œuvre élevée. Enfin les emplois acceptés par ces chômeurs sont des emplois peu valorisants, qui créent, lors d'une recherche

d'emploi future, un mauvais signal vis-à-vis de l'employeur. Le fait de retomber au chômage dépend donc à la fois du fait d'avoir déjà été chômeur, mais aussi des caractéristiques individuelles ou de l'emploi qui prédisposent au chômage. Mais dans tous les cas, le fait de connaître un tel événement influence la probabilité de retrouver un emploi. Ce type de dépendance est référencé dans la littérature anglo-saxonne sous le terme (Heckman, 1981) de *structural state dependence* que nous traduirons ici par « dépendance structurelle ».

Mais cette relation au passé en chômage peut être interprétée différemment. L'association entre le passé et le présent au chômage, peut être uniquement imputable à des composantes individuelles ou d'environnement, non observables, corrélées dans le temps et qui affectent la probabilité d'être au chômage. On parle alors de *serial correlation*, ou « corrélation au temps ». Dans ce cas, la corrélation provient d'une hétérogénéité individuelle, observable ou non, dont on n'aurait pas tenu compte, ou de facteurs exogènes que l'on aurait omis et qui seraient corrélés dans le temps<sup>10</sup>. Il est alors intéressant d'essayer d'isoler les effets de dépendance dus à une hétérogénéité individuelle non observable, à l'omission de certaines variables exogènes corrélées dans le temps ou à des problèmes d'observation des données, pour mettre en évidence la dépendance structurelle des périodes de chômage passées sur la probabilité de connaître de nouveau le chômage. Du point de vue empirique, ce type d'étude a été proposé en particulier par Corcoran (1982), Corcoran et Hill (1985), Narendranathan et Elias (1993) et Cahuzac (1995) sur des données diverses mais concernant dans tous les cas des personnes en cours de carrière.

La persistance du chômage ou de l'inactivité, durant le début de la trajectoire professionnelle des jeunes de bas niveau scolaire, témoigne de l'existence d'une période de transition entre l'école et une insertion professionnelle stable. L'explication économique de la durée de la transition (pour une cohorte et donc une conjoncture macro-économique donnée) renvoie, d'une part, aux mécanismes de sélection à l'entrée sur le marché du travail qui rejettent une partie de ces jeunes vers des emplois particuliers qui ne sont pas, majoritairement des emplois d'insertion (emplois aidés, par exemple) et, d'autre part, à la plus ou moins grande mobilisation de ces jeunes souvent en échec scolaire et encore insérés dans le foyer parental (lorsqu'ils sont sortis précocement de l'école). La question est alors celle de la persistance de ces effets de sélection durant la période de transition. Le phénomène étudié combine les deux dimensions, la persistance d'une situation de retrait ou de discrimination et l'effet de signal négatif du chômage (ou de l'inactivité) prolongé. Mais après l'insertion, en situation stationnaire, seul devrait subsister le dernier effet.

---

10. Il faut noter qu'une cause fictive de corrélation au temps provient des données si, comme c'est le cas pour la plupart des études publiées, l'information disponible stipule simplement si les individus ont connu du chômage ou pas dans un intervalle de temps donné. Alors une sorte de dépendance fictive au temps peut apparaître dans le cas où un épisode de chômage chevauche deux périodes d'observation consécutives. Ce biais peut être évité dès lors que la chronologie intra-annuelle est connue, et que l'on peut distinguer les différents épisodes de chômage, ce qui est le cas des données que nous traitons ici (voir annexe).

## 2. MESURE DE LA PERSISTANCE DES PÉRIODES D'INACTIVITÉ OU DE CHÔMAGE

Le problème que nous nous posons maintenant est donc celui de la mesure de la persistance du chômage ou de l'inactivité, durant la trajectoire des jeunes de la cohorte étudiée. Cette persistance témoigne de l'existence d'une période de transition entre l'école et une insertion professionnelle. Une instabilité résiduelle caractérise une partie seulement des trajectoires après insertion.

On utilise deux techniques pour estimer le risque de passage par le chômage une année  $n$  compte tenu d'un passage par le chômage l'année  $n - 1$ , ou les années antérieures<sup>11</sup>. Tout d'abord, l'utilisation d'un modèle Logit autorégressif standard permet d'étudier l'effet de toutes les années antérieures, mais on ne sépare pas hétérogénéité individuelle et effet de persistance. L'utilisation d'un modèle de *panel* à la Chamberlain, que nous présenterons en détail, permet de tenir compte de l'influence de l'hétérogénéité individuelle, mais étant plus exigeant en ressources il ne permet pas de remonter au-delà de l'effet de l'année  $n - 2$ . En pratique, nous nous intéresserons alors essentiellement à l'estimation de la persistance d'une année sur l'autre pour différentes partitions de la cohorte.

### 2.1 Estimation de la persistance des épisodes de non-emploi par des modèles autorégressifs standards

On a estimé à l'aide d'un modèle Logit autorégressif standard la probabilité de se trouver en chômage ou en inactivité au moins un mois au cours de la septième année, de la sixième année, etc., conditionnellement à l'existence de chômage les années antérieures. Si l'on regarde la première colonne du tableau 2 concernant la dernière année ( $t = 7$ )<sup>12</sup>, on voit que la propension à subir un épisode de chômage ou d'inactivité dépend des passages en chômage ou en inactivité survenus jusqu'à trois années auparavant (jusqu'à la quatrième année). Le coefficient de la variable « chômage année  $t - 4$  » (l'année trois) n'est plus significatif, mais on notera que celui de la deuxième année est significatif à près de 5 %. Le biais que représente le chevauchement éventuel d'un épisode de non-emploi sur deux années a été éliminé (voir Annexe, point 2). Si l'on considère les années précédentes ( $t = 6, 5...$ ), on constate la même influence des trois années antérieures, seul l'effet de la deuxième année n'apparaît plus pour  $t = 6$ . On peut donc dire que principalement le passé proche intervient dans la probabilité de connaître le chômage ou l'inactivité en  $t$ . Toutefois, sur une longue période ( $t = 7$ ), il semblerait que l'effet de la deuxième année ( $t - 5$ ) soit significatif.

11. On entend passage par le chômage, le fait que dans le calendrier mensuel fourni par l'enquête un mois au moins soit noté comme chômage ou inactivité.

12. L'année  $t = 1$  est la date de sortie du système éducatif (1986) tandis que  $t = 7$  est la date d'observation (1993).

**TABLEAU 2**  
**PROBABILITÉS DE PASSAGE EN CHÔMAGE OU INACTIVITÉ**  
**MODÈLES LOGIT AUTORÉGRESSIFS**

<b>Chômage année <math>t</math></b>	<b><math>t = 7</math></b>	<b><math>t = 6</math></b>	<b><math>t = 5</math></b>	<b><math>t = 4</math></b>
Constante	-2,102 (17,3)	-2,418 (13,9)	-2,322 (13,9)	-1,702 (12,1)
chômage année $t - 1$	1,975 (13,0)	1,906 (13,3)	1,077 (8,21)	1,053 (9,35)
chômage année $t - 2$	1,047 (6,86)	0,563 (3,92)	0,527 (3,98)	0,581 (5,12)
chômage année $t - 3$	0,576 (4,18)	0,581 (4,05)	0,523 (3,94)	0,439 (3,12)
chômage année $t - 4$	0,258 (1,89)	0,118 (0,83)	0,090 (0,55)	
chômage année $t - 5$	0,293 (2,18)	-0,049 (0,29)		
<i>N</i>	1 565	1 565	1 565	1 565
dont modalité 1	488	349	357	571
Ratio de vraisemblance	461,6	300,2	150,3	166,3

NOTE : La variable prend 1 si chômage ou inactivité durant l'année courante, 0 sinon. Les  $t$  de Student sont entre parenthèses.

Regardons maintenant ce que deviennent les résultats lorsque l'on décompose notre population selon le sexe (tableau 3). On remarque que la persistance longue est plus importante chez les hommes opposant ceux qui s'insèrent rapidement aux autres, tandis que l'effet de l'année précédente ( $t - 1$ ) est plus important pour les femmes indiquant que la période de transition est plus longue pour ces dernières.

TABLEAU 3  
MODÈLES LOGIT AUTORÉGRESSIFS HOMME-FEMME

Chômage année $t$	$t = 7$		$t = 6$		$t = 5$		$t = 4$	
	H	F	H	F	H	F	H	F
Constante	-2,247 (14,8)	-1,820 (8,80)	-2,549 (11,4)	-2,031 (7,21)	-2,517 (11,4)	-1,850 (7,05)	-1,807 (10,3)	-1,439 (6,07)
chômage année $t - 1$	1,903 (9,11)	2,023 (8,85)	1,555 (7,54)	2,065 (9,80)	0,791 (4,27)	1,205 (6,13)	0,817 (5,57)	1,319 (7,27)
chômage année $t - 2$	0,985 (4,74)	1,102 (4,77)	0,484 (2,43)	0,465 (2,14)	0,519 (2,80)	0,415 (2,10)	0,634 (4,32)	0,407 (2,21)
chômage année $t - 3$	0,609 (3,44)	0,518 (2,32)	0,578 (2,99)	0,553 (2,55)	0,640 (3,41)	0,348 (1,78)	0,388 (2,16)	0,499 (2,15)
chômage année $t - 4$	0,382 (2,21)	0,055 (0,25)	0,343 (1,74)	-0,166 (-0,77)	-0,032 (-0,15)	0,176 (0,71)		
chômage année $t - 5$	0,427 (2,48)	0,082 (0,38)	-0,230 (-1,03)	0,124 (0,46)				
$N$	985	580	985	580	985	580	985	580
dont modalité 1	250	238	150	199	157	200	298	273
Ratio de vraisemblance	212,2	212,8	99,7	155,4	54,2	70,0	73,3	80,4

NOTE : Les  $t$  de Student sont entre parenthèses.

Une limite du modèle tient au risque de colinéarité des variables annuelles provenant de la non-prise en compte de l'hétérogénéité non observable. Ainsi, il faut interpréter avec prudence la valeur des coefficients. Cependant, il apparaît de manière remarquable un effet des années proches et peut-être un effet spécifique du début du parcours. En effet, la deuxième année est remarquable, car toute une partie de la cohorte, ceux qui ont accepté un CES ou un emploi du même type dans les mois qui suivent la fin des études, constatent que celui-ci n'a pas débouché majoritairement sur une embauche. Alors, le chômage ou l'inactivité (le fait de rester hors-emploi ou formation complémentaire) est particulièrement significatif d'une situation de « galère ». La durée du chômage cette année-là est sans doute un bon estimateur de la (mauvaise) « qualité » de la phase de transition. Pour éviter en partie les limites de ce modèle nous proposons dans la section qui suit de traiter le problème de l'hétérogénéité non observable par un modèle Logit conditionnel.

## 2.2 Modèle de panel avec hétérogénéité

Le modèle Logit autorégressif de *panel* estimé ici est du type de celui présenté par Chamberlain (1985). De sorte que la probabilité de connaître au moins un mois de chômage ou d'inactivité l'année  $t$  peut s'écrire :

$$P(y_{it} = 1) = \frac{\exp(\alpha_i + \lambda y_{it-1})}{1 + \exp(\alpha_i + \lambda y_{it-1})} \quad (1)$$

On sait à la fois que la maximisation de la vraisemblance jointe sur les  $\alpha_i$  et  $\lambda$  ne donne pas des estimateurs consistants de  $\lambda$  en raison des problèmes de paramètres incidents. Par contre, des estimateurs consistants de  $\lambda$  peuvent être obtenus si l'on maximise la vraisemblance conditionnelle (Andersen, 1970, et Chamberlain, 1980, 1985). On peut alors montrer que le nombre d'années que l'individu a passé au chômage durant la période d'observation,  $\sum_{t=1}^T y_{it}$ , et son statut vis-à-vis du chômage la dernière année,  $y_{iT}$ , sont des statistiques suffisantes pour les paramètres de spécificité individuelle (incidents)  $\alpha_i$ . Si de plus on fixe la première observation,  $y_{i1}$ , la log-vraisemblance conditionnelle aux statistiques suffisantes s'écrit alors<sup>13</sup> :

$$L = (\lambda | y, \tau) = \sum_{i=1}^N \ln \left\{ \frac{\exp \left( \lambda \sum_{t=2}^T y_{it} y_{it-1} \right)}{\sum_{d \in B_i} \exp \left( \lambda \sum_{t=2}^T d_t d_{t-1} \right)} \right\}, \quad \text{avec } \tau = \left\{ y_{it}, \sum_{t=1}^T y_{it}, y_{iT} \right\} \quad (2)$$

où  $B_i = \left\{ d = (d_1, \dots, d_T) \mid d_t = 0 \text{ ou } 1, d_1 = y_{i1}, \sum_{t=1}^T d_t = \sum_{t=1}^T y_{it}, d_T = y_{iT} \right\}$ , c'est-à-dire l'ensemble de toutes les combinaisons possibles selon  $i$  du vecteur  $(y_1, \dots, y_T)$ .

Puisque l'on conditionne sur  $y_{i1}$ ,  $\sum_{t=1}^T y_{it}$  et  $y_{iT}$ , il nous faut une période d'observation d'au moins 4 ans ( $T \geq 4$ ) pour avoir des probabilités qui dépendent de  $\lambda$ . Ici  $T = 7$ , donc on devrait estimer  $2^7$  probabilités. Mais toutes ne seront pas estimées car certaines probabilités ne dépendent pas de  $\lambda$ . Ainsi l'estimation ne se fera que sur un sous-échantillon des données.

13. Voir Cahuzac (1995) pour une démonstration détaillée de ces deux derniers points.

On remarque que l'estimation d'un tel modèle présente plusieurs inconvénients. Tout d'abord, l'effet spécifique individuel  $\alpha_i$  ne varie pas dans le temps. Ceci suppose que les caractéristiques individuelles non observables conditionnant la probabilité de trouver un emploi sont constantes sur les sept années. La même remarque peut être faite sur  $\lambda$  impliquant que l'effet d'une période de chômage sur la période suivante est le même dans le temps et pour tous les individus. L'hypothèse peut paraître peu réaliste. Il est donc souhaitable de décomposer la période d'observation de sept ans en périodes aussi courtes que possible (quatre ans). Cette façon de procéder permet de mettre en évidence l'évolution des coefficients tout au long de la période d'insertion de la cohorte; c'est à cette évolution que nous nous attacherons dans la section suivante.

Enfin la non-introduction de variables exogènes dans le modèle (1) est en partie corrigée ici par le fait que les caractéristiques individuelles observables ou non, sont prises en compte dans  $\alpha_i$  et que les caractéristiques corrélées dans le temps interviennent<sup>14</sup> dans  $\lambda$ . Le modèle ne nous permet donc pas de prendre en compte de façon explicite les caractéristiques individuelles variant ou pas dans le temps, notamment à cause du traitement des paramètres incidents  $\alpha_i$ . Pour tenir compte des variables dont les études, rappelées dans la première section, ont montré l'effet nous stratifierons notre échantillon en fonction de ces critères d'intérêt (sexe, diplôme, âge, zone du premier emploi, ...).

Un des intérêts des travaux de Narendranathan et Elias est la détection d'un effet d'ordre deux (ou plus). Les modèles Logit précédemment présentés (2.1) mettent en évidence cet effet, mais sans que l'on puisse séparer les effets de persistance et d'hétérogénéité. L'estimation du coefficient  $\lambda$  pour l'effet des périodes antérieures à  $t - 1$  (que l'on note  $\lambda_2$ ) nécessite de prendre en compte simultanément six années (sur lesquelles on considère le coefficient constant). Les résultats obtenus sur nos données (années un à six et deux à sept) sont significatifs. Le risque de connaître le chômage lorsque on l'a connu une première fois est deux (2,1) fois plus élevé pour cette première période et près de quatre fois (3,7) dans la deuxième. Toutefois, si l'on peut interpréter cette différence en référence au rôle particulier de la deuxième année déjà mis en évidence, nous ne disposons pas d'assez de points pour analyser l'évolution du phénomène de persistance du chômage au long de l'insertion de la cohorte. Aussi, dans l'analyse qui suit nous en resterons à la persistance d'une année sur l'autre en s'intéressant à l'évolution de 1986 à 1993 sur des segments de quatre ans. On suppose toutefois cet effet constant sur ces segments. On obtient quatre points avec des valeurs glissantes, telles que des moyennes mobiles, ce qui permet de représenter la structure temporelle du phénomène étudié, c'est-à-dire la trajectoire de la cohorte.

14. Voir Corcoran (1982) pour l'utilisation d'un modèle de Chamberlain qui autorise l'introduction d'un terme  $x_i$ .

Comme nous l'avons énoncé plus haut, le phénomène de persistance du chômage (dans certains travaux) peut être dû en grande partie à un problème de chevauchement d'un épisode de chômage sur deux périodes d'observation consécutives. Une étude empirique sur données administratives belges nous a montré l'importance de ce phénomène (voir Cahuzac, 1995). Ici les données permettent de repérer les épisodes de chômage ou d'inactivité qui chevauchent la fin d'une année. Aussi nous avons pu éliminer les problèmes de chevauchements et le biais qui en résulte.

### 2.3 Les résultats

#### 2.3.1 Évolution du chômage (ou de l'inactivité)... sur l'ensemble de l'échantillon

Le tableau 4 présente les estimations du coefficient de persistance  $\lambda$ , qui sont très significatives pour les intervalles étudiés. Pour une des quatre premières années, un individu qui a connu du chômage ou de l'inactivité l'année précédente a 1,6 fois plus de risque d'en connaître de nouveau par rapport à quelqu'un qui n'en a pas connu. Ce risque augmente fortement pour la période comprise entre la troisième et sixième année. C'est en effet durant cette période, on l'a vu, que le basculement de la cohorte vers l'insertion s'effectue comme le montre ici la chute importante du nombre de personnes connaissant le chômage ou l'inactivité qui intervient dans la période suivante qui commence durant la quatrième année. Les chômeurs sont alors essentiellement des personnes en transition longue alternant emploi et non-emploi, ils s'opposent à une grande partie de la cohorte alors insérée et dont le risque de connaître le chômage est alors faible, d'où la valeur élevée de l'indicateur (3,6) qui a une valeur relative. La chute importante du coefficient en dernière période signifie la fin de la période de transition pour la cohorte et l'établissement d'un régime stationnaire.

TABLEAU 4

PERSISTANCE DU CHÔMAGE POUR L'ENSEMBLE DE LA COHORTE

Périodes	1 à 4	2 à 5	3 à 6	4 à 7
$\lambda$	0,49	0,58	1,27	0,68
$t$	37	31,6	51,8	20,3
Risques de chômage	<b>1,6</b>	<b>1,6</b>	<b>3,6</b>	<b>1,9</b>
$N$	319	268	238	134

Ces estimations sont effectuées sur des sous-échantillons d'environ 250 individus et les résultats (en régime stationnaire) sont proches des études du type Corcoran et Hill (1985) ou Narendranathan Elias (1993), bien que les périodes

étudiées par ces auteurs soient plus anciennes<sup>15</sup>. Ces résultats sont toutefois bien plus faibles (de moitié) que ceux obtenus par Cahuzac (1995), confirmant l'intérêt des traitements effectués ici sur les chevauchements.

Enfin, alors que le nombre de chômeurs diminue, on peut se demander pourquoi le chômage ou l'inactivité restent plus persistants en régime stationnaire (1,9) que dans le régime initial de transition (1,6). Ce phénomène peut s'expliquer par la dynamique d'insertion. Le tableau 5 montre la proportion de chômeurs et les durées moyennes de chômage connu durant les quatre périodes (moyenne mobile), cette proportion diminue au fur et à mesure que s'insère la cohorte. Au départ, beaucoup de passages en chômage sont à signaler, ils sont dus à des va-et-vient entre des périodes de formation, d'emplois aidés, de service national, etc. Il y a plus de chômeurs, mais ce ne sont pas les mêmes d'une année sur l'autre, une part d'entre eux progressivement s'insèrent dans des emplois stables. Tandis qu'en fin de période alors que le nombre de chômeurs diminue, ils se concentrent dans une partie de la population. Nous allons voir maintenant que plusieurs facteurs augmentent ces risques relatifs en fin de période, caractérisant ainsi la partie de la population la plus sujette à l'exclusion.

TABLEAU 5

PROPORTION MOYENNE D'INDIVIDUS EN CHÔMAGE OU INACTIVITÉ  
ET DURÉE MOYENNE DE CES ÉPISODES SELON LA PÉRIODE

Périodes	1 à 4	2 à 5	3 à 6	4 à 7
Proportion d'individus (%)	58	45	37	32
Durée de chômage (mois)	5,7	5,9	6,4	6,9

Dans tout ce qui suit, la pertinence des stratifications présentées dans les tableaux a été testée à l'aide de la statistique du rapport de vraisemblance (LR)<sup>16</sup>. Dans tous les cas les tests nous permettent de rejeter l'égalité des coefficients estimés.

### 2.3.2 ... en fonction des caractéristiques individuelles

Le tableau 6 montre les différences de persistance des épisodes de chômage ou d'inactivité selon le sexe.

15. Corcoran et Hill travaillent sur un échantillon d'hommes âgés entre 35 et 64 ans. Pour la période 1972-1976 ils trouvent un risque de chômage de 3,6, estimations faites sur moins d'une centaine d'individus. Narendranathan et Elias travaillent sur environ 200 jeunes hommes sur la période 1974 à 1980 et trouvent un risque d'environ 1,3.

16. Le test du rapport de vraisemblance donne la significativité de  $LR = -2 \ln(L_r/L)$  où  $L_r$  est la valeur de la vraisemblance pour l'estimateur contraint et  $L$  sa valeur pour le non contraint. La statistique ainsi construite suit un  $\chi^2(1)$ .

TABLEAU 6

PERSISTANCE DES ÉPISODES DE CHÔMAGE OU D'INACTIVITÉ SELON LE SEXE

Périodes	1 à 4		2 à 5		3 à 6		4 à 7	
	H	F	H	F	H	F	H	F
$\lambda$	0,36	0,74	0,44	0,6	1,23	1,31	0,63	0,74
$t$	18,5	17,8	17,9	13,7	27,8	23,9	10,3	10
Risques	1,4	2,1	1,6	1,8	3,4	3,7	1,9	2,1
$N$	210	109	169	99	129	109	72	62

Quelle que soit la période, les résultats obtenus sont significatifs. On observe un risque de chômage ou d'inactivité répétitif (d'une année sur l'autre) supérieur pour les femmes. Ces résultats sont cohérents avec le tableau 3 (qui montrait cependant une inversion la septième année). On remarque aussi que les risques élevés dans les périodes trois à six se retrouvent, caractérisant un basculement de la cohorte vers l'insertion. La différence hommes/femmes de l'indicateur de chômage répétitif provient sans doute, en début de période, de la nature des emplois féminins qui sont pour cette cohorte plus souvent des emplois à durée déterminée. En fin de période, les trajectoires hors-emploi peuvent correspondre à des maternités.

Les mêmes estimations ont été faites en distinguant la zone du premier emploi (Rural profond et Rural intermédiaire, Urbain, cette typologie est présentée en annexe). Les résultats sont conformes à nos attentes (cf. tableau 7). Comme le montrent Allaire et Tahar (1995), on peut remarquer que les risques de chômage sont moins forts à la campagne et plus particulièrement en fin de période.

TABLEAU 7

PERSISTANCE DU CHÔMAGE OU INACTIVITÉ SELON LA ZONE DU PREMIER EMPLOI

Périodes	1 à 4		2 à 5		3 à 6		4 à 7	
	Urbain	Rural	Urbain	Rural	Urbain	Rural	Urbain	Rural
$\lambda$	0,53	0,3	0,5	0,71	1,2	1,1	0,62	0,48
$t$	26,2	6,9	21,1	11,5	31	13,2	12,7	3,8
Risques	1,7	1,4	1,7	2	3,3	3	1,8	1,6
$N$	211	92	178	73	146	64	89	34

L'âge semble jouer également un rôle important et plus particulièrement en fin de période (cf. tableau 8). Ici, nous avons découpé notre échantillon en deux strates selon que l'âge à la sortie des études est inférieur à 18 ans ou non.

TABLEAU 8  
PERSISTANCE DU CHÔMAGE OU INACTIVITÉ SELON L'ÂGE

Périodes	1 à 4		2 à 5		3 à 6		4 à 7	
	≤ 18	> 18	≤ 18	> 18	≤ 18	> 18	≤ 18	> 18
$\lambda$	0,47	0,52	0,47	0,57	1,29	1,21	0,54	1,1
$t$	22,2	14,8	20,2	11,4	38,7	13	11,9	7,9
Risques	<b>1,6</b>	<b>1,7</b>	<b>1,6</b>	<b>1,8</b>	<b>3,7</b>	<b>3,4</b>	<b>1,7</b>	<b>2,9</b>
$N$	198	121	182	86	177	61	95	39

On s'aperçoit que l'âge de sortie ne joue pas un rôle déterminant sur la persistance du chômage ou de l'inactivité dans les premières périodes. Toutefois les plus de 18 ans (34 %) semblent désavantagés par rapport à leurs cadets s'ils connaissent du chômage en fin de période. Si l'on regarde ces dernières années (quatre à sept), deux effets contradictoires sont à envisager. Les plus âgés sont les plus diplômés et devraient alors avoir moins de problèmes d'insertion ou ils sont sortis plus âgés car ils ont connu plus d'échecs scolaires. Ici, c'est principalement ce deuxième effet qui semble jouer puisque le chômage est plus persistant. Ce résultat est conforme à l'hypothèse d'un effet déterminant des conditions initiales. En effet, les jeunes en échec prolongent leur « galère » et s'insèrent moins facilement.

### 2.3.3 ... selon la qualité de l'insertion

Par qualité de l'insertion nous nous référons aux caractéristiques de la trajectoire en début de période. Nous avons vu dans la section 2.1 l'importance des situations connues lors des premières années sur le risque futur de passage en chômage ou en inactivité. Ici, nous allons essayer de tester cet effet à l'aide de plusieurs indicateurs qui nous semblent définir la qualité de l'insertion.

Jusqu'à présent nous n'avons pas tenu compte, dans la mesure de la persistance des périodes de chômage ou d'inactivité, de la durée passée dans cette situation. Or, par de nombreux côtés, des épisodes longs ou courts n'ont pas la même signification. Nous avons donc étudié séparément la persistance des uns et des autres. Lorsque seulement des périodes de chômage ou d'inactivité de moins de trois mois interviennent, nous avons qualifié le chômage de court. Inversement, dès qu'il y a une période de chômage ou d'inactivité de plus de trois mois pour

l'une ou l'autre des deux années consécutives, nous avons qualifié le chômage de long. Le tableau 9 présente les résultats. Les risques de chômage répétés suivent la même tendance en cloche dans les deux cas (augmentation jusqu'aux périodes 3 à 6 puis diminution). Mais il est clair que le chômage long est plus persistant et créateur d'exclusion (importance de la persistance en fin de période). Il y a là une justification du choix de la définition de l'insertion (ci-dessus et Allaire *et al.*, 1995) qui autorise des passages en chômage court dans les mobilités « post-insertion ».

TABLEAU 9

PERSISTANCE DES ÉPISODES DE CHÔMAGE OU D'INACTIVITÉ SELON LEUR DURÉE

Périodes	1 à 4		2 à 5		3 à 6		4 à 7	
	Court	Long	Court	Long	Court	Long	Court	Long
$\lambda$	0,44	1	0,88	1,1	1,18	1,74	0,4	1,4
$t$	6,77	42,8	8,8	36,4	7,21	41,5	1,45	22
Risques	<b>1,6</b>	<b>2,7</b>	<b>2,4</b>	<b>2,9</b>	<b>3,2</b>	<b>5,7</b>	<b>1,5</b>	<b>4,2</b>
$N$	64	217	48	178	34	188	15	99

Comparons maintenant les individus qui tardent à trouver un emploi (date du premier emploi plus de 17 mois après leur sortie de l'école) à l'ensemble de la population (tableau 10). Ceux qui ont démarré tardivement dans la vie active ont des risques de chômage ou d'inactivité répétés plus importants et ceci quelle que soit la période considérée. Le fait qu'ils ne trouvent pas un emploi rapidement à la sortie de l'école semble jouer ici comme un signal négatif sur leur productivité ou sur leurs qualités relationnelles.

TABLEAU 10

PERSISTANCE DES ÉPISODES DE CHÔMAGE OU D'INACTIVITÉ  
ET DATE DU PREMIER EMPLOI

Périodes	1 à 4		2 à 5		3 à 6		4 à 7	
	ensemble	> 17 mois						
$\lambda$	0,49	0,57	0,58	0,69	1,27	1,4	0,68	0,77
$t$	37	33,2	31,6	28,2	51,8	33,9	20,3	13,6
Risques	<b>1,6</b>	<b>1,8</b>	<b>1,6</b>	<b>2</b>	<b>3,6</b>	<b>4,2</b>	<b>1,9</b>	<b>2,2</b>
$N$	319	252	268	183	238	152	134	82

La section 2.1 nous a montré l'influence des passages en chômage ou en inactivité au cours des deux années qui suivent la sortie de l'école sur la probabilité de se retrouver dans une telle situation. Nous allons tester ici cette hypothèse en construisant un nouvel indicateur de la qualité de l'insertion. Cet indicateur rapporte la quantité de chômage ou d'inactivité connue la deuxième année après la sortie de l'école à celle de l'emploi cette même année (quel que soit son statut). Le tableau 11 montre les résultats obtenus en distinguant les cas où la durée de chômage est plus faible que celle d'emploi et les cas inverses.

TABLEAU 11

PERSISTANCE DU CHÔMAGE OU INACTIVITÉ ET QUALITÉ DE L'INSERTION

Périodes	1 à 4		2 à 5		3 à 6		4 à 7	
	faible	important	faible	important	faible	important	faible	important
Chômage								
$\lambda$	0,62	0,74	0,34	0,43	1,12	1,89	0,75	1,79
$t$	25,8	10	10,3	7,7	24,5	9,89	11,8	6,14
Risques	1,8	2,1	1,4	1,5	3	6,7	2,1	6
$N$	183	62	125	76	118	46	72	28

Lorsqu'on sépare ainsi la cohorte, l'effet de l'importance du chômage dans la deuxième année après la sortie de l'école sur les périodes ultérieures est très clair. Ceux qui ont passé la plus grande partie de l'année en chômage ou en inactivité ont un risque de se retrouver dans une telle situation qui est deux fois plus élevé que celui des individus qui ont connu un chômage plus faible la deuxième année (6,7 contre 3 pour les périodes trois à six)<sup>17</sup>. Cette situation peut conduire à l'exclusion, puisque en fin de période le risque de chômage répétitif pour cette partie de la cohorte est encore six fois supérieur au risque simple de chômage. Les résultats obtenus avec les modèles Logit standard (section 2.1) sont ainsi vérifiés.

## CONCLUSION

Il s'agissait, dans ce papier, après avoir défini une notion de transition professionnelle, d'étudier la persistance des périodes de chômage ou d'inactivité en début de trajectoire professionnelle chez les jeunes de bas niveau scolaire. On

17. Ces résultats sont assez stables puisqu'en faisant varier le rapport chômage emploi entre 0,25 et 1,25 nous obtenons le même phénomène : risque de chômage récurrent plus élevé si la part de chômage par rapport à l'emploi est plus importante. Ces tableaux ne sont pas présentés ici mais sont disponibles.

suppose des trajectoires de transition plus ou moins complexes vers un emploi stable et donc une insertion progressive de la cohorte. Les études précédentes réalisées sur la même cohorte mettent en évidence cette diversité. Le but du présent travail était de mesurer, à l'aide de données de *panel*, l'impact des passages antérieurs en chômage ou en inactivité sur le risque de connaître à nouveau cette situation, c'est-à-dire sa persistance. Pour cela nous avons estimé sur un *panel* de sept ans deux modèles de type Logit autorégressifs, l'un standard, l'autre permettant de prendre en compte un terme d'hétérogénéité individuelle.

On met effectivement en évidence un phénomène de persistance, variable durant la période observée. De fait, l'indicateur atteint un maximum durant la période où la majorité de la cohorte bascule dans une situation d'insertion, puis s'établit en régime stationnaire. En fin de période, le nombre de chômeurs diminue, mais, il se concentre sur une partie de la population. Nous avons vu que plusieurs facteurs, tels que l'âge ou les échecs en début de trajectoire, augmentent les risques relatifs de chômage répétitif en fin de période, caractérisant ainsi la partie de la population la plus sujette à l'exclusion.

Plusieurs critiques peuvent être faites à la méthodologie utilisée. Tout d'abord le peu d'observations entrant dans l'estimation ne nous a pas permis une interprétation des résultats selon le secteur ou la dimension de l'entreprise pour laquelle l'individu travaille. Cette information semble toutefois importante puisque dans certains secteurs d'activité la rotation de la main-d'œuvre est élevée, augmentant les risques de chômage répétitifs. De plus, les caractéristiques individuelles influençant le comportement vis à vis de l'emploi sont supposées constantes dans le temps et des variables exogènes sont omises. Ces dernières hypothèses sont principalement inhérentes au modèle utilisé et peuvent être évitées grâce à l'utilisation de modèles plus sophistiqués<sup>18</sup>. L'estimation du modèle Logit autorégressif de Chamberlain peut donc être vu ici comme une première étape dans l'estimation de la persistance du chômage.

L'originalité méthodologique de ce texte réside notamment dans le traitement réalisé sur les chevauchements de fin de périodes, chevauchements souvent peu pris en compte par les auteurs. La richesse des données utilisées nous a permis de traiter de manière rigoureuse ce problème et de lever ainsi le biais qui pouvait en résulter. Ainsi, des estimations plus fiables nous ont permis de tester différentes caractéristiques de la trajectoire en stratifiant l'échantillon. Se révèle ainsi l'effet négatif sur la trajectoire du chômage ou de l'inactivité dans les premières années après la sortie de l'école. Nous avons montré également l'effet de persistance plus élevé du chômage long en fin de période.

18. Un modèle Probit à effet aléatoire par exemple (voir Avery, R.B., L.P. Hansen, et V.J. Hotz, 1983; Heckman, J.J., et R. Willis, 1976, et Chamberlain, 1980 et 1985). Mais cette méthode suppose de faire des hypothèses sur la forme de la distribution des  $\alpha_i$  dont on ne connaît rien, mais également de supposer que les  $\alpha_i$  sont indépendants des autres variables introduites.

Notre but était également de confronter nos résultats aux études empiriques déjà réalisées dans ce domaine. La plupart des études de ce type ont été réalisées sur données de *panel* d'enquêtes, sauf Cahuzac (1995) qui travaille sur des données administratives provenant d'une caisse de retraite. L'originalité ici est d'utiliser l'analyse de la persistance, ou répétition d'années en années, du chômage ou de l'inactivité pour mettre en évidence la structure du processus d'insertion professionnelle, c'est-à-dire les premières années de vie active. Les résultats ont pu être obtenus grâce à la disposition d'un *panel* assez long pour pouvoir prétendre analyser la qualité de l'insertion. Une période de transition caractérisée par un chômage résultant du va-et-vient des individus entre différents états est mise en évidence, puis la majorité de la cohorte est insérée et s'instaure un régime stationnaire où les chômeurs sont moins nombreux, mais le chômage plus persistant.

## ANNEXE

## DESCRIPTION DES DONNÉES UTILISÉES

## 1. LA BASE DE DONNÉES

La base de données initiale résulte de l'enquête de cheminement professionnel réalisée par l'ONEVA en décembre 1989 auprès d'un échantillon représentatif des jeunes sortis aux niveaux VI, Vbis et V en juin 1986 (300 000 sortants, 10 426 questionnaires exploitables). Elle permet de retracer de manière détaillée mois après mois les parcours de formation et d'activité au cours des trois années et demie consécutives à la sortie de l'école (cf Pottier, 1992). S'y ajoute la réinterrogation du même échantillon effectuée sur un nombre restreint de régions en 1993 afin de retracer les parcours sur une période deux fois plus longue et capter ainsi une plus forte proportion d'insertion, quelle qu'en soit sa définition. Six régions aux configurations de systèmes productifs et d'emploi contrastées ont été sélectionnées : Alsace, Languedoc-Roussillon, Nord-Pas de Calais, Pays de Loire, Midi-Pyrénées et Provence-Alpes-Côte d'Azur (PACA). Cette nouvelle enquête a été effectuée en juin 1993 sous la responsabilité du CEREQ pour les quatre premières régions, en septembre 1993 pour les deux dernières (pour plus d'information sur l'enquête, voir Demazière et Dubar, 1994). Réalisée par téléphone, elle ne fournit pas une description des périodes successives aussi détaillée que la précédente mais permet le prolongement du calendrier des activités de 1 565 jeunes. Finalement le fichier utilisé ici est le produit de ces deux sources. Au cours de la fusion, l'information issue de la base initiale recueillie en 1989 a été privilégiée en cas de contradiction pour une double raison : l'enquête y décrit des événements plus récents et est questionnée en face en face et non par téléphone, ce qui donne des gages de meilleure fiabilité.

L'information sur le lieu de travail n'existe, contrairement à l'enquête initiale, que pour le dernier emploi et ce uniquement pour les régions Midi-Pyrénées et PACA. C'est la raison pour laquelle nous nous appuyons sur le lieu du premier emploi, quel qu'il ait pu être, pour éviter au maximum les données manquantes, sachant que le lieu où se situe le premier poste de travail possède un relief particulier qui doit jouer dans les mécanismes d'insertion, telle est du moins l'hypothèse que nous faisons. Pour localiser les emplois, on a adopté un découpage en trois zones, suffisamment larges pour permettre les traitements statistiques, créant un espace intermédiaire entre les villes de plus de 50 000 habitants (zone trois) et le rural proprement dit (première zone), que l'on considère ici comme toutes les communes n'appartenant pas à une zone de peuplement (ZPIU de l'INSEE de 1982) de plus de 10 000 habitants. La deuxième zone regroupe ainsi le rural intermédiaire, le rural périurbain et les petites villes pour laquelle on fait l'hypothèse que le marché du travail ne fonctionne ni de la même manière que dans le rural profond, ni comme dans les grandes villes.

Les états distingués par rapport au marché du travail sont : Emploi; Service national; Formation; Reprise d'études; Chômage; Inactivité. Chômage et Inactivité ont été confondus.

On distingue entre les emplois à statuts « stables », regroupant les personnes à leur compte, les contrats à durée indéterminée (CDI), les fonctionnaires et agents contractuels de l'État, et les emplois à statuts « précaires », intérimaires, CDD, aides familiaux, auxquels on adjoint les apprentis et les différents contrats relevant des dispositifs pour l'emploi.

## 2. LE TRAITEMENT DU « CHEVAUCHEMENT »

La variable utilisée est l'existence d'une période de chômage d'au moins un mois dans une année. Même s'il n'y a pas de lien causal entre deux périodes de chômage consécutives, un lien « fictif » peut apparaître uniquement parce qu'un épisode de chômage peut empiéter sur deux ans (cf. dans le tableau A1 la proportion d'épisodes de chômage censurés chaque année). Lorsque l'on n'observe pas dans quel état se trouve l'individu étudié en fin d'année, il est très difficile de faire disparaître ce biais (Voir Corcoran et Hill, 1985 ou Cahuzac, 1995).

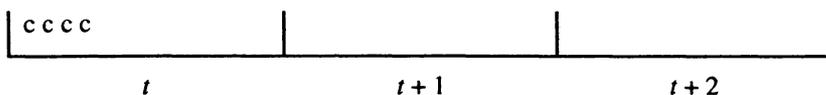
TABLEAU A1

PROPORTIONS D'ÉPISODES DE CHÔMAGE OU D'INACTIVITÉ INCOMPLETS

Périodes	1	2	3	4	5	6	7
Proportions	31,4	39,5	43,3	37,8	58,4	57,4	68,2

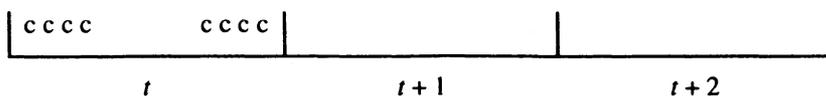
Les données dont nous disposons nous permettent de savoir si l'individu est toujours en chômage ou inactivité au 31 décembre de l'année considérée. Il ne peut être question de supprimer des traitements ces épisodes. La technique utilisée revient à comparer les années ( $t$ ) deux à deux et à associer l'intégralité de la durée de chômage ou d'inactivité à l'année où ce chômage ou cette inactivité a débuté sauf si l'épisode ne se termine qu'en  $t + 2$  ou ultérieurement. Les quatre exemples suivants résument la démarche.

### Cas 1



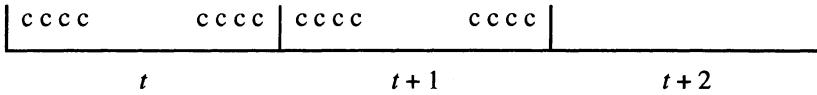
On notera un épisode de chômage de quatre mois affecté à l'année  $t$ .

### Cas 2



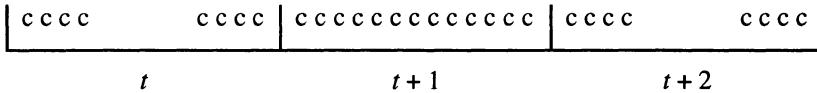
On notera deux épisodes de chômage de quatre mois cumulés sur l'année  $t$  qui sera donc caractérisée par un chômage long (supérieur à six mois).

## Cas 3



On notera deux épisodes de chômage (un de quatre mois et un de huit mois) cumulés sur l'année  $t$  et un second de quatre mois affecté à  $t + 1$ .

## Cas 4



On notera qu'on n'attribue à la première année qu'un total de huit mois de chômage, on compte pour la seconde 16 mois (répétition d'un chômage long) et un troisième de quatre mois affecté à  $t + 2$ .

La fin de l'année n'est ainsi plus butoir, on raisonne en épisodes de chômage et on peut mesurer l'impact d'un épisode de chômage sur un nouvel épisode lui succédant. Les estimations sont alors faites sur l'ensemble de l'échantillon contribuant à la vraisemblance.

## BIBLIOGRAPHIE

- ALLAIRE, G., et C. BESLAY (1997), « Trajectoires vécues et univers de références professionnelles », INRA/CEREQ.
- ALLAIRE, G., C. BESLAY, R. CHARTIER, et G. TAHAR (1995), « Modélisation des trajectoires d'insertion selon quatre phases », Communication à la 3<sup>e</sup> Journée d'Étude du CLERSE « L'insertion professionnelle, nouvelles approches, nouveaux débats ». Lille, 7 juin.
- ALLAIRE, G., et G. TAHAR (1996), « L'insertion professionnelle des jeunes urbains ou ruraux de bas niveau scolaire », *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, (2) : 309-328.
- ANDERSEN, E.B. (1970), « Asymptotic Properties of Conditional Maximum Likelihood Estimators », *JRSS*, Série B.
- AVERY, R.B., L.P. HANSEN, et V.J. HOTZ (1983), « Multiperiod Probit Models and Orthogonality Condition Estimations », *International Economic Review*, 24 (1) : 21-35.
- CAHUZAC, E. (1995), « Modélisation de la recherche d'emploi, une analyse micro-économétrique des transitions sur le marché du travail en Belgique », Thèse pour le doctorat en Sciences Économiques, Toulouse.
- CHAMBERLAIN, G. (1980), « Analysis of Covariance with Qualitative Data », *Review of Economic Studies*, 47.
- CHAMBERLAIN, G. (1985), « Heterogeneity Omitted Variable Bias and Duration Dependence », *Longitudinal Analysis of Labor Market Data*, HECKMAN et SINGER (éds).
- COEFFIC, N. (1986), « Les jeunes à la sortie de l'école, poids du chômage et risque de déclassement », *Économie et Statistiques*, (193-194).
- CORCORAN, M., et M. HILL (1985), « Reoccurrence of Unemployment Among Adult Men », *Journal of Human Resources*, 20 (2).
- CORCORAN, M. (1982), « The Employment and Wage Consequences of Teenage Women's Nonemployment », dans *Youth Labor Market Problem*, FREEDMAN et WISE (éds).
- DEMAZIERE, D., et C. DUBAR (éds), (1994), « L'insertion professionnelle des jeunes de bas niveau scolaire, trajectoires biographiques et contextes structurels », *Cereq*, Document n° 91, série synthèse, janvier.
- DEMAZIERE, D., et C. DUBAR, (1997), *Analyser les entretiens biographiques : l'exemple de récits d'insertion*, Essais et Recherche, Nathan, 350 p.
- DUBAR, C. (1991), « La socialisation, construction des identités sociales et professionnelles », Collection U. Armand Colin, 278 p.
- ECKSTEIN, Z., et K. WOLPIN (1995), « Duration to First Job and the Return to Schooling, Estimates from a Search-matching Model », *Review of Economic Studies*, avril.
- GALLAND, O. (1990), « Un nouvel âge de la vie », *Revue Française de Sociologie*, octobre-décembre.

- GALLAND, O., et Y. LAMBERT (1993), « Les jeunes ruraux », INRA/ L'Harmattan, (Collection Alternatives rurales), Paris, 253 p.
- GAUTIE, J. (1996), « L'évaluation de la politique de l'emploi en faveur des jeunes en France », Centre d'Études de l'Emploi, Dossier 8, 144 p.
- GRELET, Y., F. POTTIER, et X. VINEY (1991), « Spécialités de CAP-BEP et formes d'accès à l'emploi », *CEREQ-Bref*, septembre.
- HECKMAN, J.J. (1981), « The Incidental Parameters Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time Discrete Data Stochastic Process », dans *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Application*, C.F. MANSKI et D. McFADDEN (éds), Cambridge, MIT Press, Chap. 4.
- HECKMAN, J.J., et R. WILLIS (1976), « Estimation of a Stochastic Model of Reproduction: An Econometric Approach » dans *Household Production and Consumption*, N. TERLECKYJ (éd.), New York.
- JOIN-LAMBERT, E., et X. VINEY (1988), « L'insertion des jeunes à la sortie de l'école entre 1983 et 1987 », *Économie et Statistiques*, 216.
- LECHENE, V., et T. MAGNAC (1996), « L'évaluation des politiques publiques d'insertion des jeunes sur le marché du travail : questions micro-économiques », INRA, série des documents de travail du CORELA et de HEDM,
- LOCHET, J.F. (1994), « Logiques sectorielles d'usage des statuts d'embauche des jeunes et processus d'insertion », Contribution au XLIII congrès de l'AFSE.
- LYNCH, L. (1985), « State Dependency in Youth Unemployment, a Lost Generation? » *Journal of Econometrics*, 1985 (1) : avril.
- LYNCH, L. (1989), « The Youth Labor Market in the Eighties, Determinants of Reemployment Probabilities for Young Men and Women », *Review of Economics and Statistics*, (1).
- MAGNAC, T. (1997), « Les stages d'insertion professionnelle des jeunes : une évaluation statistique », *Annales d'Économie et de Statistiques*, (304-305) : 75-94.
- MOREAU, A., et M. VISSER (1990), « Durée du chômage des jeunes en France », *Annales d'Économie et de Statistiques*, (20-21).
- NARENDRANATHAN, W., et P. ELIAS (1993), « Influences of Past History on the Incidence of Youth Unemployment, Empirical Findings for the UK », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 55 (2).
- OCDE (1983), *Perspective de l'Emploi*, chapitre V.
- OCDE (1985), *Perspective de l'Emploi*, chapitre VI.
- PENARD, T., et M. SOLLOGOUB (1995), « Les politiques françaises d'emploi en faveur des jeunes : une évaluation économétrique », *Revue Économique*, 48 (3).
- POTTIER, F. (1992), « Formes et logiques de mobilité des jeunes à travers l'Observatoire des Entrées dans la Vie Active (EVA) », dans COUTROT L., DUBAR C. (éds), *Cheminements professionnels et mobilités sociales*, Paris, La Documentation Française.
- ROSE, J. (1984), *En quête d'emploi*, Paris, Economica.