

**Passage des études au travail chez les
diplômés des universités canadiennes :
durée de recherche d'un premier emploi, 1982-1990**

par

Julian Betts*, Christopher Ferrall et Ross Finnie*****

N° 141

11F0019MPF N° 141

ISSN : 1200-5231

ISBN : 0-660-96420-1

Prix : 5 \$ le numéro, 25 \$ par an

Analyse des entreprises et du marché du travail
25-F, immeuble R.-H.-Coats, Ottawa K1A 0T6

*Université de Californie à San Diego

**Université Queen's

***Université Queen's et Statistique Canada : (613) 951-3962

Numéro de télécopieur : (613) 951-5403

Octobre 2000

Nous remercions Statistique Canada et le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada de l'aide apportée à ces travaux de recherche. M. Finnie remercie également de son soutien la Direction générale de la recherche appliquée de Développement des ressources humaines Canada. Les trois auteurs désirent enfin témoigner leur gratitude à Garnett Picot pour son appui et à Michel Villeneuve pour son apport exceptionnel. Les auteurs sont seuls responsables des vues exprimées dans le présent document.

Celui-ci expose les opinions des auteurs, qui ne sont pas nécessairement celles de Statistique Canada.

Also available in English

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Table des matières

I.	Introduction	1
II.	Données disponibles.....	2
III.	Données et cadre empirique	3
	Échantillonnage.....	3
	Cadre empirique	4
	Variables exogènes en X	5
	Statistiques sommaires	6
	Tendances démographiques entre cohortes.....	7
IV.	Analyse de la durée de recherche d'un premier emploi.....	7
	Estimations de Kaplan-Meier.....	7
	Modèle de base avec covariables	8
	Modèle stratifié.....	9
	Modèle général.....	10
	Comparaison avec les modèles stratifiés	11
	Différences régionales de durée de recherche d'un premier emploi	11
	Taux de hasard.....	12
V.	Conclusion.....	14
	Annexe	16
	Bibliographie	24

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



Résumé

À l'aide des données de trois reprises (1982, 1986 et 1990) de l'Enquête nationale auprès des diplômés (END), nous analyserons, à l'aide du modèle des hasards proportionnels de Cox, le temps que prennent les diplômés des universités canadiennes à occuper un emploi à temps plein qui dure au moins six mois. D'après nos résultats, la rapidité du passage des études au travail varierait amplement dans et entre les cohortes. Il semblerait aussi que les différences de durée de recherche d'un premier emploi entre les cohortes END ne tiennent pas uniquement à des différences de conjoncture économique au moment de l'obtention du diplôme. Pour certaines tranches de durée, les tendances de l'occupation d'un premier emploi se ressemblent entre les cohortes. À l'intérieur de ces dernières, on relève des différences ténues de passage des études au travail entre certains groupes démographiques et, dans quelques cas, les écarts sont stables de cohorte en cohorte.

Mots clés : Recherche d'un emploi, passage des études au travail, les jeunes et le marché du travail

PUBLICATIONS ÉLECTRONIQUES DISPONIBLES À
www.statcan.ca



I. Introduction

À l'aide des données de trois reprises (1982, 1986 et 1990) de l'Enquête nationale auprès des diplômés (END), nous analyserons le temps que prennent les diplômés des universités canadiennes à occuper un emploi qui dure au moins six mois. La taille des échantillons END et leur richesse descriptive nous permettent de nous attacher aux diplômés ayant peu ou guère d'expérience du marché du travail. Cette orientation étroite jette un nouvel éclairage sur la façon dont s'opère le passage des études au travail chez les diplômés d'université.

Il importe de comprendre ce stade de la carrière des gens pour plusieurs raisons. Premièrement, les études universitaires représentent un investissement long et coûteux. Les variations de la durée de recherche d'un emploi stable après les études ont des effets immédiats sur la rétribution de l'éducation et peuvent donc présenter des conséquences à long terme sur le plan de l'accumulation des compétences. Deuxièmement, comme les jeunes ont une activité plus instable sur le marché du travail, leur expérience peut être l'écho amplifié des tendances générales qui influent sur l'ensemble de la main-d'œuvre. On juge que les années 1980 ont été une période d'évolution rapide du marché du travail, et notre analyse en fournit une nouvelle confirmation. Enfin, comme l'acquisition d'un grade universitaire semble devoir radicalement modifier les perspectives qui s'offrent aux gens sur le marché du travail, les taux de chômage et autres statistiques globales qui livrent des moyennes pour les classes nouvelles et anciennes de diplômés ne rendent pas suffisamment compte de l'expérience que vivent les gens après l'obtention du diplôme. Une analyse de durée sera donc particulièrement utile à quiconque veut comprendre le phénomène du passage des études au travail.

L'Enquête nationale auprès des diplômés (avec ses enquêtes de suivi) comporte un important échantillon représentatif des diplômés des collèges et des universités du Canada pour trois périodes d'un an (1982, 1986 et 1990). Ce fonds d'information nous renseigne notamment sur les études, les premières expériences du marché du travail, les caractéristiques des emplois occupés et les traits démographiques de base des diplômés¹. Par rapport aux travaux antérieurs (dont il sera question à la prochaine section), la présente analyse à l'aide des données END présente deux avantages et un inconvénient. D'abord, les trois enquêtes END portent sur autant de cohortes de la population de diplômés sur une période de huit ans. Avec d'autres analyses fondées sur des enquêtes longitudinales uniques, une telle comparaison temporelle est impossible. En second lieu, comme l'END est une vaste enquête menée auprès de la population de diplômés, le nombre d'observations utiles est même décuple de celui que livrent les enquêtes non spécialisées. En revanche, un inconvénient de l'END est qu'elle ne décrit pas de semaine en semaine l'activité (sur le marché du travail) après les études, d'où une moindre capacité de faire le lien avec des études antérieures reposant sur d'autres sources d'information. La révision du questionnaire de l'enquête de 1990 rend enfin difficile une comparaison définitive de cette dernière cohorte et des cohortes antérieures pour ce qui est de la durée de recherche d'un premier emploi.

Pour analyser cette durée, nous utilisons le modèle des hasards proportionnels de Cox décrit à la section III. Un cadre analytique comme celui de Cox offre une parfaite souplesse pour la fonction hasard de base, ce qui nous donne jusqu'à un certain point la possibilité d'isoler les différences dans les questionnaires d'enquête. Le modèle nous permet de nous attacher à deux questions liées. Premièrement, comment les tendances de durée de recherche d'un premier

¹ Pour mieux se renseigner sur l'END et les caractéristiques de la cohorte de 1990, voir Statistique Canada (1996).

emploi différent-elles entre les cohortes? Deuxièmement, comment les chances relatives d'occuper un vrai emploi varient-elles selon les diplômés à l'intérieur des cohortes? Nous exposons en détail les résultats de nos travaux à la section IV. D'après ces résultats, il y aurait en général une ample variation de la rapidité du passage des études au travail dans et entre les cohortes. Il semblerait aussi que les différences de durée entre les cohortes END ne tiennent pas uniquement à des différences de conjoncture économique au moment de l'obtention du diplôme. Notre analyse dégage un certain nombre de zones de stabilité et de similitude. Pour certaines tranches de durée, les tendances de l'occupation d'un premier emploi se ressemblent entre les cohortes. Les différences de passage des études au travail à l'intérieur des cohortes sont ténues pour certains groupes démographiques et, dans quelques cas, les écarts sont stables de cohorte en cohorte.

II. Données disponibles

On dispose de peu de données sur le passage des études au travail au Canada, ainsi que sur les variations de ce phénomène entre les cohortes de diplômés, plus particulièrement au palier postsecondaire. Ferrall (1997) compare ce passage au Canada et aux États-Unis en se reportant à l'Enquête sur l'activité (EA) de 1986-1987 et à *la National Longitudinal Survey of Youth (NLSY)* des États-Unis. Pour les sortants des universités et des collèges canadiens, la durée moyenne de recherche d'un premier emploi est de 12 semaines et près de la moitié des intéressés obtiennent un emploi immédiatement après les études. Les périodes de recherche d'un premier emploi sont en moyenne plus longues du tiers chez les Canadiens que chez les Américains².

Eckstein et Wolpin (1995) analysent le passage des études au travail par l'estimation d'un modèle recherche-appariement à l'aide des données NLSY. Il s'agit d'un modèle mixte des salaires acceptés et des durées de recherche. Eckstein et Wolpin ont constaté qu'il fallait en moyenne un mois environ aux diplômés blancs des universités pour prendre un premier emploi à temps plein. S'appuyant sur les estimations du modèle de recherche, ils concluent qu'une subvention à la recherche d'emploi influencerait nettement sur les durées moyennes de chômage. Ferrall (1997) affirme pour sa part que le régime canadien d'assurance-emploi (A-E) a une incidence sur le passage des études au travail, bien que la plupart des gens restent exclus de ses dispositions en période de transition. L'incidence en question tiendrait aux encouragements à la recherche d'emploi que comporte l'A-E. Si on éliminait ce régime, on se trouverait à accroître les durées de chômage chez les sortants des collèges et des universités.

Les résultats présentés sont fondés sur des définitions bien plus lâches d'un « vrai » premier emploi que celles qui servent à la présente analyse à l'aide des données END³. Par vrai emploi, on entend un emploi à temps plein (au moins 30 heures hebdomadaires d'ordinaire) qui dure au moins six mois. Eckstein et Wolpin parlent de vrai emploi lorsque quelqu'un a travaillé au moins 30 heures chaque semaine d'un trimestre. Pour Ferrall (1997), c'est tout emploi qui dure au moins 20 heures par semaine. Selon l'EA de 1986-1987, environ 40 % des premiers emplois à

² Appliquant les mêmes ensembles de données à l'étude des durées de chômage chez les jeunes (et non pas nécessairement chez les sortants), Bowlus (1998) estime que les périodes de chômage sont de 15 % plus longues chez les jeunes Canadiens sans études postsecondaires que chez leurs homologues américains.

³ Une autre différence entre notre analyse et les travaux antérieurs est que notre échantillon comprend les gens qui retournent aux études après le diplôme. La plupart des autres études ont pour définition a posteriori une non-observation de cas de retour aux études.

temps plein ainsi définis ne durent pas six mois. La plupart des durées en question de passage des études au travail se trouveraient donc exclues de la présente analyse et s'ajouteraient à nos durées de chômage. La conséquence est que, sans le critère des six mois de durée d'un premier emploi, la durée moyenne du passage pour la cohorte END de 1986 (ces données étant les plus comparables dans le temps aux données de l'EA de 1986-1987) est de près de deux ans au lieu des 12 semaines de Ferrall (1997). Mentionnons en outre que 14 % seulement des diplômés de notre échantillon END occupent un vrai emploi à l'obtention du diplôme comparativement à la proportion de près de 50 % que présente Ferrall (1997) d'après la définition d'un premier emploi sans le critère des six mois de durée. Ces comparaisons semblent indiquer que le passage des études au travail constitue un phénomène complexe et que, en appliquant des définitions et des méthodes diverses, on pourra mieux comprendre cette importante période de transition.

III. Données et cadre empirique

Échantillonnage

Statistique Canada a conçu l'Enquête nationale auprès des diplômés avec ses enquêtes de suivi de concert avec Développement des ressources humaines Canada. Il s'agit d'échantillons représentatifs de diplômés canadiens ayant terminé leurs études postsecondaires en 1982, 1986 et 1990. On interroge les intéressés deux et cinq ans après l'obtention du diplôme. Les taux de réponse approximatifs sont de 80 % pour les premières interviews et de 90 % environ pour les secondes (celles-ci dépendant des premières). Toutefois, lorsque nous avons réalisé la présente étude, nous ne disposons pas encore des résultats de l'enquête de suivi de 1990.

Nous avons échantillonné des gens dans le cadre de l'END à l'aide des critères suivants : d'abord, le grade obtenu dans l'année de la cohorte est un baccalauréat ou un diplôme d'études universitaires supérieures et le grade en question est plus élevé que le grade antérieurement obtenu. Pour distinguer les nouveaux actifs, nous sélectionnons uniquement des gens qui comptent moins d'un an d'expérience professionnelle et n'occupent aucun emploi de plus de six mois avant de s'inscrire à leur programme universitaire. Ainsi, l'échantillonné type a fait toutes ses études postsecondaires en occupant au plus des emplois d'été. Nous prenons les diplômés âgés de 50 ans au plus à l'obtention du diplôme.

La variable de résultat que nous étudions est le nombre de mois que prend un diplômé pour occuper un « vrai » emploi. Pour notre propos, un vrai emploi se définit comme un emploi à temps plein (au moins 30 heures hebdomadaires d'ordinaire) qui dure au moins six mois. Les questionnaires de 1982 et 1986 demandent spécifiquement ce premier emploi occupé, contrairement au questionnaire de 1990. Dans ce dernier questionnaire, on trouve diverses dates possibles de début d'un emploi qui peuvent convenir, mais il est parfois impossible de vérifier si un emploi peut être considéré comme un vrai emploi selon notre définition. Il faut donc user de prudence dans l'interprétation des différences de durée entre cohortes. Nous décrivons en détail dans l'annexe la façon dont nous avons déduit les durées de recherche d'un vrai premier emploi dans le cas de la cohorte de 1990.

Cadre empirique

Définitions :

M^* ≡ Mois de début d'un vrai premier emploi – mois d'achèvement des études (1)

M^* est la durée du passage des études au travail. Nous avons exclu les gens qui occupaient un vrai emploi avant d'entreprendre un programme d'études menant à un grade. Il reste qu'une proportion appréciable (14 %) des diplômés occupent après le diplôme un vrai emploi qu'ils ont commencé à exercer pendant leurs études. Ainsi, selon la définition en (1), M^* est souvent un nombre négatif, puisque le diplômé n'a pas traversé de période de transition après le diplôme. Comme les étudiants peuvent anticiper (avant le diplôme) l'obtention prévue d'un emploi, ce serait pécher par inexactitude que d'étudier les seules valeurs positives de durée de recherche d'un premier emploi après les études. Tous les cas $M^* < 0$ sont traités comme des durées minimales. Précisons que, sur le plan technique, le programme informatique d'exécution de l'analyse de durée (Stata) exige que les variables de durée soient codées comme valeurs positives. Cette double considération mène à la variable de résultat que nous étudions :

$M \equiv \max\{M^* + 1, 1\}$ (2)

$M=1$ implique que quelqu'un passe immédiatement de l'obtention d'un grade à l'occupation d'un vrai emploi⁴.

Notre analyse de durée fait appel au cadre des hasards proportionnels⁵ :

$h(m; z, X, \beta) = \text{Prob}(M=m | M \geq m) = h_z(m) \exp(X\beta)$. (3)

Ici, $h(m; z, X, \beta)$ est le *taux de hasard* pour le passage des études à un vrai travail. En d'autres termes, c'est la probabilité qu'une personne aux caractéristiques (z, X) qui est encore en recherche d'emploi au mois m occupera un vrai emploi au terme de la période de transition. Dans le modèle des hasards proportionnels, le taux de hasard se compose de deux facteurs. Le premier est la *fonction hasard de base* $h_z(m)$, qui représente une fonction différente de durée pour chaque valeur de la *variable de stratification* z . Dans le cadre des hasards proportionnels, la fonction hasard de base fait l'objet d'une estimation non paramétrique, c'est-à-dire que $h_z(m)$ est estimé comme paramètre séparé pour chaque valeur m de fin de période de recherche. Le second facteur est $\exp(X\beta)$, qui dépend d'autres caractéristiques individuelles X et des coefficients estimés β . Nous présentons les estimations selon quatre spécifications de $h_z(m)$ et diverses spécifications de

⁴ L'adjonction d'une valeur constante à la variable de durée n'influe pas sur les modèles estimés dans notre exposé.

⁵ On trouvera dans Kiefer (1988) une initiation générale à l'analyse de durée.

La nature des données END fait que nous nous limitons aux modèles où les covariables sont constantes tout au long du passage des études au travail.

X. Dans tous les cas, nous indiquons pour β des erreurs-types estimatives en tolérance d'hétéroscédasticité⁶.

Si nous définissons le modèle par la fonction hasard $h(m;z,X,\beta)$, une représentation schématique à l'aide de la *fonction de survie* peut nous être utile :

$$S(m;z,X,\beta) = Prob(M > m) = \prod_{s=1}^m (1-h(s;z,X,\beta)). \quad (4)$$

Il s'agit tout simplement de la probabilité qu'une période de recherche dure plus de m mois⁷. Ainsi, $S(1;z,X,\beta)$ est seulement la probabilité que quelqu'un n'ait pas de vrai emploi à l'obtention du diplôme ($M > 1$).

La version la plus simple de (3) est le cas d'absence de variables explicatives dans le vecteur X. La fonction hasard est alors identique à la fonction hasard de base :

$$h_z(m;z,0)=h_z(m) \quad (5).$$

En cas d'absence de variables explicatives, il est possible d'estimer la fonction hasard de base par l'*estimateur de Kaplan-Meier*, qui est l'estimateur de maximum de vraisemblance de $h_z(m)$ pour chaque valeur de m . Dans l'estimation Kaplan-Meier de la fonction de survie (ou de la fonction hasard comme équivalent), on tient compte de la distribution tronquée à droite des périodes de recherche d'emploi, c'est-à-dire des cas où les diplômés ne prennent pas de vrai emploi.

L'END repose sur un échantillon stratifié selon les provinces, la hiérarchie des grades et les domaines d'études. Nos estimations reprennent les valeurs de pondération d'échantillon des premières interviews. Nous avons jugé inutile d'employer les valeurs des secondes interviews qui tiennent compte de la non-réponse. Si quelqu'un n'est pas interviewé une seconde fois, il y a deux possibilités : la période de recherche était terminée à la première interview et les renseignements qui s'ajouteraient ne seraient pas exploités; la période de recherche n'était pas terminée et peut simplement être indiquée comme incomplète. Si quelqu'un prend son premier emploi à temps plein moins de six mois avant la dernière interview, la période de recherche est également « tronquée » au début de cet emploi, et ce, parce que, après cette date, il est impossible d'établir quand il a pris un vrai premier emploi.

Variables exogènes en X

Aucune des variables explicatives par lesquelles nous analysons la distribution de M ne varie dans le temps pour une personne (voir l'énumération au tableau 1). L'END comporte quelques covariables qui changent après le diplôme (entre autres la région de résidence et l'état

⁶ L'option de « robustesse » de Stata fait appel à la méthode de Lin et Wei (1989) pour le calcul d'erreurs-types en tolérance.

⁷ La connotation positive de « survie » par rapport à une période de chômage et négative de « risque » par rapport à l'occupation d'un premier emploi est un vestige de l'application antérieure de l'analyse de durée aux études d'espérance de vie et de prévision temporelle de défaillances de matériel. On peut aussi voir pourquoi on parle d'« échec » lorsqu'il est plutôt question d'obtention d'un emploi au terme d'une période de recherche.

matrimonial au moment de chaque interview) et, comme on ignore quand le changement a eu lieu entre les interviews, il est impossible de les inclure comme covariables en variation temporelle dans notre analyse des hasards. Ajoutons que, dans le cas de la région de résidence, les diplômés fondent vraisemblablement la décision de s'établir dans une nouvelle région en partie sur leur situation d'alors sur le marché du travail. On ne saurait donc considérer la nouvelle région de résidence d'un diplômé plus tard dans la période de recherche d'un emploi comme exogène par rapport à cette recherche. On prend néanmoins en compte à titre de covariables constantes l'état matrimonial et le nombre d'enfants à la première interview. En en faisant des variables exogènes et sans variation temporelle, nous supposons essentiellement que tout changement de valeur après les études (et avant la première interview) était prévu et devait influencer sur la durée de recherche d'un emploi dès la date d'obtention du diplôme.

Nous ajoutons aux variables END un taux de chômage tiré des séries de l'Enquête sur la population active et l'intégrons au fonds de données END. Nous faisons intervenir le taux de chômage dans le cas des gens de 20 à 24 ans en correspondance avec le sexe et la région de l'établissement (énumération au tableau 1) dans le mois d'obtention du diplôme⁸. Les taux de chômage disponibles sont d'une utilité quelque peu restreinte, car il nous est déjà possible de tenir compte du sexe et de la région de l'établissement. Toutefois, le taux de chômage appréhende effectivement les variations supplémentaires par les différences de date d'obtention du diplôme et dégage une interaction entre région, sexe et date d'obtention sans qu'on ait besoin d'employer de termes d'interaction à proprement parler.

Statistiques sommaires

Le tableau 1 récapitule par cohorte toutes les variables de l'analyse de durée. À la différence des tableaux ultérieurs et des résultats d'estimation, ses statistiques sont fondées sur des données non pondérées et résument ainsi les données disponibles dans l'échantillon aux fins de l'analyse de hasards. Comme on ne se sert pas de valeurs de pondération d'échantillon pour créer le tableau 1, on ne devrait pas déduire de celui-ci des tendances intercohortes ni des moyennes de population. L'échantillon contient plus de 5 000 observations pour chaque cohorte et livre une riche information sur le passage des études au travail chez les diplômés d'université « première époque ». Dans les cohortes de 1982 et 1986 pour lesquelles nous disposons de données sur cinq années postérieures aux études, on a observé qu'environ les trois quarts des intéressés ont pris un vrai emploi. Dans la cohorte de 1990, la proportion correspondante de 52 % traduit la limite de 18 mois et quelque après les études. Pour les deux premières, la durée moyenne observée de recherche d'un premier emploi (hors de toute prise en compte des parties tronquées de la distribution) s'établit à près de deux ans et, dans la dernière qui a été interrogée deux ans environ après l'obtention du diplôme, à plus d'un an.

Les trois quarts en gros des gens de notre échantillon ont achevé un programme de baccalauréat de quatre ans. Environ le tiers étaient mariés à la première interview et très peu avaient des enfants. Les trois quarts environ avaient été élevés dans un foyer anglophone, 20 %, dans un foyer francophone et 5 %, dans un foyer allophone. Il n'y en a pas beaucoup (10 % environ) qui

⁸ Il est possible d'affiner ces taux de chômage pour qu'ils correspondent à l'âge réel des gens à l'obtention du diplôme, mais l'opération risque d'induire en erreur, puisque notre échantillon se limite aux « nouveaux actifs ». Les taux de chômage ne tiennent compte ni de l'expérience professionnelle antérieure, ni des années d'études. Dans le cas des gens plus âgés, ils seraient donc dominés par des gens de plus d'expérience qui ont cessé de fréquenter un établissement d'enseignement à plein temps plusieurs années avant nos enquêtes.

fréquentent une école d'une région autre que leur région de résidence avant leur programme universitaire. L'âge moyen à l'obtention du diplôme est de 23 à 26 ans. On ignore les années de scolarité de la mère pour une proportion plutôt appréciable (9 %) des enquêtés⁹. Nous estimons les modèles de durée avec et sans cette variable pour vérifier si ce renseignement manquant pourrait avoir un effet marqué sur les estimations.

Tendances démographiques entre cohortes

Les tableaux 2 et 3 nous livrent des indications sur la variation entre cohortes de la composition démographique des diplômés de notre échantillon. Ils utilisent les valeurs de pondération d'échantillon et sont donc représentatifs de la population de référence. La plus grande différence entre les cohortes est l'augmentation de la proportion de diplômés de sexe féminin, qui a monté de 50 % en 1982 à 58 % en 1990. Comme autre grande différence entre cohortes, il y a un taux de chômage de près de 16 % pour le diplômé moyen de 1982 contre 11 % pour le même diplômé en 1990. L'âge moyen d'obtention du diplôme s'est à peine accru, passant à 24 ans en 1990. Cette moyenne ne tient pas compte des travailleurs qui retournent aux études pour y acquérir de nouvelles compétences, puisque nos critères d'échantillonnage se trouvent à éliminer les diplômés ayant déjà une expérience professionnelle appréciable. En dehors de la hausse de la représentation féminine et de la baisse des taux de chômage, il n'y a guère de tendance qui se dégage de la composition démographique entre cohortes.

Au tableau 3, nous examinons de plus près la migration régionale. La proportion de gens qui ont migré avant d'entreprendre leur programme universitaire et la provenance régionale des diplômés n'ont guère évolué de 1982 à 1990. Il n'y a qu'en Colombie-Britannique que moins de 90 % des étudiants restent dans cette province pour y fréquenter un établissement d'enseignement. Dans le cas de l'Ontario, on est frappé de la proportion (97 %) de diplômés qui se trouvaient dans cette province avant de commencer leur programme. L'Ontario reçoit environ 5 % des étudiants des diverses autres régions, ainsi que 47 % des étudiants de l'étranger (parmi ceux qui demeurent au Canada pour être échantillonnés dans le cadre de l'END).

IV. Analyse de la durée de recherche d'un premier emploi

Estimations de Kaplan-Meier

Nous commençons notre analyse en résumant la distribution de M sur les cohortes à l'aide de la fonction de survie Kaplan-Meier pour M dans le cadre du modèle simple des hasards proportionnels (5). Les fonctions de survie se présentent sous forme de courbes à la figure 1. La courbe plus courte pour 1990 indique la fin des données des premières interviews. La position relative des courbes traduit tant les caractéristiques différentes des diplômés selon les cohortes que toute différence d'expérience professionnelle à l'intérieur des groupes démographiques. Pour les 18 premiers mois qui suivent l'obtention du diplôme, les fonctions de survie de la population sont remarquablement semblables en 1982 et 1986. Après ce laps de temps, la cohorte de 1986 est plus susceptible de prendre un vrai emploi.

Une autre façon d'illustrer cet effet est de regarder la durée médiane, c'est-à-dire le temps que prend la moitié de la population pour opérer le passage à un vrai emploi. On peut voir la médiane

⁹ On déduit les années de scolarité de la mère des réponses à plusieurs questions de l'enquête.

à la figure 1 où la fonction de survie atteint la valeur de 0,50. Elle est presque identique parmi les cohortes, s'établissant à un peu plus de 15 mois. Toutefois, une divergence s'amorce dans le cas des gens dont la période de recherche dure plus longtemps. On peut établir à l'aide de la figure 1 le surcroît médian de durée pour ceux qui cherchent un emploi plus de 15 mois en voyant où la fonction de survie prend la valeur 0,25. Pour la cohorte de 1986, 28 mois s'ajoutent ainsi, mais pour celle de 1982, le chiffre est de 37 mois.

À cause de la révision du questionnaire, la courbe de survie de la cohorte de 1990 à la figure 1 ne peut fidèlement se comparer à celles des cohortes antérieures. Malgré tout, les taux de survie demeurent plutôt semblables (de trois mois à environ vingt). Le phénomène est remarquable compte tenu des différences de taux de chômage pour les trois cohortes (voir le tableau 2).

Modèle de base avec covariables

Nous commencerons notre étude de l'incidence d'autres variables sur la durée de recherche d'un vrai premier emploi par des estimations du modèle de base des hasards proportionnels :

$$h(m;0,X,\beta) = h_0(m)\exp(X\beta). \quad (6)$$

On estime une fonction hasard de base $h_0(m)$ pour tout le monde en rendant nulle la variable de stratification z dans tous les cas. On tient compte des différences intercohortes en incluant dans X des variables fictives pour les cohortes de 1982 et 1986. Ainsi, la cohorte à laquelle appartient quelqu'un influe sur le taux de hasard simplement comme élément de X . Dans l'équation (6), on se trouve, par conséquent, à supposer que le taux de hasard relatif en expression logarithmique entre des personnes identiques appartenant à des cohortes différentes est constant sur la période de transition. Cette hypothèse se formalise ainsi :

$$\ln h_{1982}(m) - \ln h_{1990}(m) = \beta_1$$

$$\ln h_{1986}(m) - \ln h_{1990}(m) = \beta_2$$

Le tableau 4 récapitule les résultats des estimations de l'équation (6). Nous ne nous attacherons que brièvement à ce modèle, car il est recouvert par des spécifications ultérieures. Il est toutefois intéressant d'examiner certaines tendances des résultats et de les comparer à celles de spécifications plus souples. D'abord, au tableau 4, on peut constater une supériorité statistiquement significative des taux de hasard de 1986 sur ceux de 1990, même après prise en compte des différences de taux de chômage : les membres de la cohorte de 1986 ont pris un vrai emploi plus tôt que ceux de la cohorte de 1990. Les taux sont également plus élevés pour la cohorte de 1982 sauf à la colonne 2, mais dans tous les cas les résultats ne sont pas significatifs. Autre constatation : la recherche d'un vrai premier emploi dure plus longtemps si on fait face à des taux de chômage supérieurs à l'obtention du diplôme. Le phénomène n'a rien d'étonnant, mais le taux de chômage (fondé sur le sexe et la région de l'établissement) n'est pas significatif si on inclut en outre les variables fictives régionales dans le modèle (colonnes 2, 4 et 5). Il reste que l'importance estimée de cet effet ne diminue pas nettement (de -0,012 à la colonne 3 à -0,008 à la colonne 5).

Les coefficients estimés sont en majeure partie les mêmes pour le signe et l'ordre de grandeur entre les diverses spécifications au tableau 4. En fait, les seuls coefficients qui changent de signe intéressent le taux de chômage et l'indicateur de la cohorte de 1982 lorsque des indicateurs régionaux sont compris sans autres variables démographiques (colonne 2). On peut donc résumer

en toute simplicité les tendances qui se dégagent de ces résultats. Les titulaires d'un baccalauréat et d'une maîtrise trouvent un vrai emploi plus lentement (taux de hasard moindre à cause du coefficient négatif) que les titulaires d'un doctorat. Les diplômées présentent des taux de hasard inférieurs à ceux des diplômés, et la même constatation vaut pour les diplômés plus âgés par rapport aux jeunes. Ajoutons que les diplômés mariés occupent plus vite un vrai emploi que les célibataires, mais que ceux qui ont des enfants sont plus lents à trouver du travail que ceux qui n'en ont pas. La langue d'éducation du diplômé ne semble pas influencer outre mesure sur le taux de hasard, bien que ce résultat change dans les spécifications ultérieures. Les années de scolarité de la mère ont un effet négatif sur les taux de hasard. Les diplômés de l'étranger et ceux qui ont changé de région avant d'entreprendre leur programme universitaire ont une période de recherche d'emploi plus longue que ceux qui ont fréquenté un établissement d'enseignement de leur région d'origine.

Modèle stratifié

Au tableau 5, nous présentons les estimations d'un modèle stratifié :

$$h(m; \text{cohort}, X\beta) = h_{\text{cohort}}(m) \exp(X\beta). \quad (7)$$

Ici, z correspond à la cohorte de la personne. Ce modèle fait arbitrairement varier la fonction hasard de base entre cohortes ainsi qu'entre durées¹⁰. Il contient évidemment (6) comme cas d'espèce où les fonctions hasard de base sont proportionnelles les unes aux autres, mais la comparaison des valeurs de vraisemblance n'a rien d'une comparaison type, puisque la stratification de la courbe hasard de base se trouve à introduire un nombre (peut-être) infini de paramètres¹¹, ce qui empêche d'utiliser la distribution de chi carré pour la statistique du maximum de vraisemblance. Il reste que le double de la différence de valeurs de vraisemblance (27864,8) entre les deux spécifications intégrales est un chiffre assez important pour que nous puissions conclure que les données sont bien mieux décrites par une stratification intercohortes. Plus loin, nous procédons à une vérification formelle du modèle stratifié même.

Le gain d'ajustement entre le modèle de base (6) et le modèle stratifié (7) peut être l'effet artificiel de la révision du questionnaire d'enquête en 1990 et de la difficulté que l'on a à reconnaître le premier vrai emploi après l'obtention du diplôme dans le cas de cette cohorte. Toutefois, les estimations (non présentées) de l'une et l'autre des équations pour les seules cohortes de 1982 et 1986 donnent une statistique du maximum de vraisemblance de 14817,3, valeur extrêmement importante aussi. (Là encore, ce serait pécher par inexactitude que de se servir de la distribution du chi carré pour créer une valeur p pour cette statistique.)

La figure 1 semble indiquer que les durées accusent des tendances différentes en 1982 et 1986, mais elle ne tient pas compte – comme peut le faire le tableau 5 – des variations de la composition démographique des cohortes. Nous pouvons maintenant conclure en toute assurance

¹⁰ Nous ne prenons pas en compte l'hétérogénéité non observée dans le taux de hasard, d'où l'effet bien connu de création d'un biais dans les taux de hasard en faveur des durées négatives. Notre propos n'est cependant pas de vérifier en soi la dépendance à l'égard des durées.

¹¹ Chaque valeur que prend la durée m introduit un nouveau paramètre et m n'est pas borné en théorie. Compte tenu des données exploitées, le nombre réel de restrictions imposées par le modèle de base est fini. Dans notre cas, le modèle stratifié ajoute 95 paramètres en valeur nette.

que des membres identiques de cohortes différentes de diplômés n'ont pas présenté les mêmes tendances sur le plan de la durée de recherche d'un premier emploi. Ajoutons que la différence entre les cohortes n'est pas strictement proportionnelle comme le suppose le modèle de base (6). Cette constatation vaudrait autant pour 1990, bien que les limites de nos données ôtent beaucoup de force à cette conclusion.

Les années de scolarité de la mère entrent dans la dernière spécification des tableaux 4 et 5. Elles ont un grand effet négatif sur la durée, mais cette valeur manque pour un certain nombre d'enquêtés. Toutefois, lorsqu'on prend en compte la scolarité de la mère, aucun des autres coefficients ne change de signe et seul l'indicateur de changement de région avant le programme a une autre signification statistique. Les indicateurs de l'état matrimonial et du nombre d'enfants, qui sont les deux variables connues seulement aux premières interviews, sont également significatifs. Les autres coefficients ne sont pas sensibles à leur inclusion dans le modèle. De plus, les tendances entre spécifications se ressemblent largement aux tableaux 4 et 5. Les tendances des coefficients interspécifications dans ces tableaux sont l'indice que la spécification intégrale à la colonne 5 est satisfaisante, aussi l'utiliserons-nous pour la spécification la plus générale de la fonction hasard.

La figure 2 trace les courbes de fonction survie de base du modèle stratifié à la colonne 5 du tableau 5. On doit user de circonspection au moment de comparer les courbes de base des trois cohortes. La courbe de base est la courbe de survie pour une observation avec un vecteur X ne comprenant que des zéros. Comme nous incluons des variables comme celles de l'âge et de la scolarité de la mère, le niveau des courbes n'est pas en soi empiriquement révélateur, mais comme le modèle stratifié réduit le vecteur β de coefficients à l'identité intercohortes, la position relative des trois courbes détermine effectivement la courbe de survie relative de membres par ailleurs identiques de cohortes différentes.

Les courbes survie de base sont d'une forme remarquablement semblable dans les trois cohortes surtout si on considère l'importante variation de la valeur de vraisemblance lorsqu'on stratifie le modèle. La grande différence est que la courbe de survie est bien plus basse tôt en période de recherche d'emploi dans le cas de la cohorte de 1990. Le phénomène est aussi apparu dans les courbes générales de survie de la figure 1 et s'explique probablement par les différences de questionnaires d'enquête. Ces courbes commencent à diverger environ six mois après le début de la période de recherche, c'est-à-dire plus tôt que dans les courbes générales de la figure 1.

Modèle général

Au tableau 6, nous présentons les estimations de notre modèle le plus général :

$$h(m; \text{cohort}, X\beta_{\text{cohort}}) = h_{\text{cohort}}(m)\exp(X\beta_{\text{cohort}}), \quad (8)$$

ce qui laisse différer entre cohortes tant la courbe de base que l'effet d'autres caractéristiques. Avec trois cohortes séparées, l'équation (8) introduit deux nouveaux coefficients pour chaque élément de X ou 40 degrés de liberté supplémentaires au total par rapport à (7). Comme la courbe survie de base était déjà stratifiée par cohorte, une comparaison entre valeurs de vraisemblance pour (8) et (7) est une comparaison type. La valeur totale de vraisemblance de -113864 pour toutes les cohortes au tableau 6 donne un rapport extrême de vraisemblance de 1956 avec le modèle comparable figurant à la colonne 5 du tableau 5. Il est possible, par conséquent, de rejeter l'hypothèse d'une stabilité des paramètres entre les cohortes. Le même test reposant

seulement sur les cohortes de 1982 et 1986 fait aussi nettement écarter le modèle stratifié, et le résultat n'est donc pas simplement un effet artificiel de la différence de construction des variables entre la cohorte de 1990 et les cohortes antérieures.

Comme et la courbe de survie de base et les coefficients diffèrent entre cohortes dans le modèle général, il est difficile d'interpréter les différences qu'accusent ces courbes. Leur niveau n'indique pas de probabilités relatives de survie de membres identiques de cohortes différentes, car ces probabilités sont également déterminées par des vecteurs différents de coefficients. Aussi nous attacherons-nous, dans l'examen de ces résultats, à la position relative des divers groupes démographiques au sein des cohortes par une comparaison des estimations de coefficients.

Comparaison avec les modèles stratifiés

Des différences significatives de taux de hasard existent entre les grades des trois cycles universitaires (le doctorat étant la catégorie exclue). Les coefficients des titulaires d'un baccalauréat et d'une maîtrise au tableau 6 sont négatifs. Ils sont semblables dans les trois cohortes, ce qui indique que les titulaires d'un doctorat sont ceux qui trouvent le plus rapidement un vrai emploi. L'écart entre les titulaires d'un doctorat et les titulaires d'un baccalauréat ou d'une maîtrise est plus grand en 1986 et en 1990 qu'en 1982. Cette variation entre cohortes a été masquée par les modèles stratifiés présentés aux tableaux 4 et 5, les variables étant forcées de présenter le même effet relatif dans les trois cohortes sur le plan de la durée.

Une autre différence entre le modèle général et les modèles stratifiés réside dans l'ordre de grandeur des différences de durée entre les sexes. Dans les modèles stratifiés, l'indicateur relatif aux femmes a un coefficient négatif significatif dans tous les cas. Dans le modèle général, ses valeurs sont moindres par rapport à celles des autres coefficients du modèle. Il est uniquement significatif dans la cohorte de 1986. Une explication possible en est que les modèles stratifiés se reportent à la proportion variable de diplômées entre les cohortes (voir le tableau 2) pour mieux expliquer des différences plus générales de durée entre ces mêmes cohortes. Si on laisse varier librement les coefficients et la courbe de survie de base, l'importance de la différence de durée entre les sexes s'en trouve diminuée. L'âge à l'obtention du diplôme perd aussi de sa signification statistique au tableau 6, mais les deux indicateurs du mariage et du nombre d'enfants conservent la leur.

Dans le modèle général, certaines variables gagnent en valeur explicative dans la description du passage des études au travail. Les indicateurs de langue ne paraissent pas très importants aux tableaux 4 et 5, mais nous pouvons voir au tableau 6 que les diplômés élevés dans un foyer francophone ont des taux de hasard supérieurs à ceux des diplômés élevés en milieu anglophone ou allophone.

Différences régionales de durée de recherche d'un premier emploi

Le modèle estimé au tableau 6 tient notamment compte de la région de l'établissement et de la région de résidence avant le programme universitaire, bien que ce tableau n'indique que le coefficient de la résidence à l'étranger avant le programme. (Des neuf variables régionales, c'est la seule qui ait un coefficient significatif, même dans les deux premières spécifications du modèle aux tableaux 4 et 5.) Il convient en outre de noter que, au tableau 6, l'indicateur de changement de région à des fins de fréquentation scolaire n'est pas significatif. Cette variable n'est pas associée à un effet régional en particulier, mais appréhende plutôt les choix régionaux

(si les meilleurs étudiants ont tendance, par exemple, à changer de province pour fréquenter l'université). Comme son coefficient n'est pas significatif, il semblerait qu'un tel choix n'est pas un facteur important de détermination du passage des études au travail.

Une vérification formelle de l'existence de différences régionales (au Canada) de durée de recherche d'un premier emploi comporte une comparaison du modèle estimé au tableau 6 et d'un modèle où les huit indicateurs régionaux pour le Canada (programme et résidence antérieure) se trouvent exclus. Les estimations d'un tel modèle (elles ne sont pas présentées ici) donnent une valeur totale de vraisemblance intercohortes de -113880. Par comparaison avec le modèle à effets régionaux, la statistique du maximum de vraisemblance χ^2 est de 32,62 avec 24 degrés de liberté (huit pour chacune des trois cohortes) et la valeur p de la distribution s'établit à 0,112. Ainsi, le rapport de vraisemblance n'est pas significatif aux deux niveaux de 5 % et 10 %. Nous ne pouvons rejeter l'hypothèse selon laquelle, après prise en compte du taux de chômage régional, il n'y aurait pas de différences de durée de recherche d'un premier emploi entre les régions du pays (région de provenance des diplômés et région de fréquentation de l'université). Qui plus est, le taux local de chômage est en soi relativement modeste et peu significatif au tableau 6 et change de signe dans la cohorte de 1990. (Dans le modèle restreint sans indicateurs régionaux, le taux de chômage est seulement significatif en 1986.) De même, l'indicateur de changement de région est sans signification statistique dans toute cohorte au tableau 6.

Somme toute, il n'y a pas de données qui prouvent vraiment que les débouchés qui s'offrent aux diplômés des universités varient amplement selon les régions. On s'en étonnera quelque peu si on considère la taille et la diversité économique des régions canadiennes, ainsi que les différences entre les universités des régions. Ce qui paraît plus important que les régions, ce sont les caractéristiques mesurées du diplômé, et plus particulièrement la hiérarchie des grades, les antécédents familiaux (qui peuvent rendre compte d'aspects du potentiel individuel autres que l'obtention d'un grade) et d'autres caractéristiques personnelles susceptibles d'influer sur la propension au travail de l'intéressé. En ce qui concerne l'absence d'effets régionaux, la seule exception est le taux de passage bien moindre des diplômés de l'étranger (c'est-à-dire de ceux qui se trouvaient hors du pays avant d'entreprendre leur programme universitaire). Comme les gens qui quittent le pays avant la première interview ne sont pas inclus dans l'échantillon, le taux de passage pourrait être entaché de plus grands problèmes d'échantillonnage chez les diplômés de l'étranger que chez les diplômés du pays. On ne sait au juste dans quel sens ces problèmes de sélection viendraient biaiser le coefficient estimé de la résidence à l'étranger avant le programme. Les gens découragés pourraient choisir de retourner chez eux, ce qui tendrait à laisser les gens les plus motivés ou les plus employables dans l'échantillon. Il se peut par ailleurs que les étudiants étrangers se mettent en quête d'un emploi simultanément au Canada et à l'étranger.

Taux de hasard

Dans le modèle des hasards proportionnels, les coefficients estimés ne sont pas faciles à interpréter, car ils figurent à l'exposant en (3). Il est plus simple de considérer le taux de hasard

$$HR_j = \exp\{\beta_j\},$$

associé à un coefficient β_j . HR_j est le taux de hasard relatif dans toutes les périodes où la variable j change d'une unité. Une valeur de 2 de HR_j implique que le taux de hasard double avec une variation unitaire en j . Une valeur de 0,5 nous dit que le taux de hasard est réduit de

moitié. Ainsi, si j est la variable indicatrice du sexe féminin, $HR_j=2,0$ signifie que les femmes ont deux fois plus de chances que les hommes de prendre un vrai emploi dans chaque période. Un taux de hasard de 1,0 équivaut à $\beta_j=0$ et impliquerait que les hommes ne diffèrent pas des femmes pour les taux d'occupation d'un premier emploi.

Le tableau 7 indique les taux de hasard de certaines variables du modèle général au tableau 6. Les variables sont énumérées par ordre décroissant selon l'écart absolu moyen qui sépare le taux de hasard d'une valeur de 1,0. Ainsi, la variable indicatrice ayant l'effet relatif le plus marqué sur le taux de hasard est celle des titulaires d'une maîtrise par rapport aux titulaires d'un doctorat. L'effet est négatif en ce sens que les titulaires d'une maîtrise présentent des taux de hasard inférieurs et, par conséquent, de plus longues durées de recherche d'un premier emploi. Pour les cohortes de 1986 et 1990, le taux de hasard des titulaires d'une maîtrise est moins de la moitié de celui des titulaires d'un doctorat. L'effet qui suit en importance intervient entre les titulaires d'un baccalauréat et d'un doctorat. Les taux en question sont plus proches de 1 que ceux des titulaires d'une maîtrise, ce qui implique que, de tous les titulaires d'un grade universitaire, ce sont les titulaires d'une maîtrise qui prennent le plus de temps à obtenir un premier emploi (toutes les autres variables étant constantes).

L'effet relatif qui se classe au troisième rang intéresse les diplômés de l'étranger. Le taux de hasard de ces derniers se situe aux trois quarts de celui des diplômés du pays. Les étudiants issus de foyers francophones présentent des taux de hasard supérieurs à ceux des étudiants venant de foyers anglophones ou allophones. Les coefficients estimés des diplômés de foyers anglophones au tableau 6 sont significativement négatifs, mais numériquement modestes, ce qui implique que leurs taux de hasard sont très proches de 100 % et que le taux de hasard des diplômés de foyers francophones est aussi l'effet relatif entre les diplômés des ménages francophones et anglophones.

Les diplômés mariés trouvent plus vite un premier emploi, mais ceux qui ont des enfants connaissent de plus longues périodes de recherche d'un emploi. La présence d'enfants accroît la valeur du temps passé hors du marché avec peut-être pour conséquence des salaires d'acceptation plus élevés et donc des périodes de transition qui s'allongent. Bien que les diplômées aient des taux de hasard inférieurs à ceux des diplômés (par ailleurs identiques), l'effet est statistiquement significatif seulement dans la cohorte de 1986.

La stabilité des coefficients entre les cohortes est franchement écartée par les données de vérification de vraisemblance que nous avons déjà présentées, mais les taux de hasard du tableau 7 démontrent l'existence d'une grande stabilité sur le plan qualitatif. Ainsi, le taux de hasard des diplômés de l'étranger ne varie guère entre les cohortes. Le seul taux de hasard qui dépasse les 100 % est celui des années de scolarité de la mère. Dans les cohortes de 1982 et 1986, une plus grande scolarité de la mère est liée à un passage plus rapide des études au travail, mais à une transition plus lente en 1990. La scolarité maternelle peut appréhender des caractéristiques des diplômés dont se soucient les employeurs ou peut-être l'effet du revenu familial des parents sur le coût de la recherche d'un premier emploi. L'inversion d'effet relatif peut être l'indice d'une variation de pondération de ces deux facteurs entre les cohortes.

V. Conclusion

Combien de temps faut-il aux diplômés d'université pour passer des études au travail? Pour répondre à la question, il faut d'abord savoir quand ce passage se termine. La définition que nous retenons dans ce document est, tant par nécessité que par choix, plus rigoureuse que celles de la plupart des autres études. On juge que quelqu'un a terminé le passage études-travail s'il a occupé un emploi à temps plein pendant au moins six mois. En se fondant sur une telle définition, on constate que la période de transition dure plutôt longtemps. Si une forte proportion de diplômés trouvent à un emploi en l'espace de quelques mois, la durée médiane de recherche d'un premier emploi est de plus de 15 mois dans chaque cohorte de diplômés.

La période de transition études-travail a-t-elle évolué du début des années 1980 au début des années 1990? Elle a changé à divers égards importants, mais non pas nécessairement suivant des tendances soutenues. Sous certains rapports, l'expérience générale de la cohorte de diplômés de 1990 paraît s'apparenter davantage à celle de la cohorte de 1982 qu'à celle de la cohorte de 1986. Les différences sont plus marquées dans le cas des durées plus longues, c'est-à-dire dans celui des diplômés qui ont mis six mois et plus à trouver un premier emploi. Nos résultats indiquent en outre que les différences de durée entre les cohortes ne sauraient se résumer dans un seul chiffre. Pour bien ajuster les données, il faut plutôt laisser varier toutes les tendances de la transition études-travail parmi les cohortes.

Aspect peut-être plus important encore, nos résultats indiquent que les tendances des divers groupes démographiques sur le plan de la durée moyenne de recherche d'un premier emploi ont différé entre les cohortes. Là, l'effet le plus frappant est celui de la hiérarchie des grades. Si les titulaires d'un doctorat prennent moins de temps à obtenir un premier emploi dans les trois cohortes, la différence est bien plus nette dans les cohortes de 1986 et 1990, ce qui révélerait une évolution accentuée des débouchés qui s'offrent depuis le début des années 1980 aux titulaires d'un doctorat par rapport aux autres diplômés d'université.

Nos résultats font également voir des zones de stabilité entre cohortes et de similitude entre groupes démographiques. Dans les trois cohortes, les titulaires d'un baccalauréat et d'une maîtrise ont des rythmes semblables de transition études-travail. La rapidité relative du passage parmi les groupes d'appartenance linguistique et entre les diplômés de l'étranger et du pays est à peu près la même de cohorte en cohorte. Mentionnons en outre que les différences de durée de recherche d'un vrai emploi ne sont statistiquement significatives dans aucune des trois cohortes. Les taux de hasard des diplômées le cèdent un peu (durées supérieures de recherche d'un premier emploi) à ceux des hommes, mais sont statistiquement significatifs uniquement dans la cohorte de 1986.

Ces résultats permettent d'entrevoir une sorte de marché national des diplômés aux divers cycles universitaires, les différences éventuelles ne concernant que le clivage entre groupes d'appartenance linguistique. En général, les principaux éléments de prévision des différences de durée de recherche d'un premier emploi semblent avoir plus à voir avec les variables des coûts de recherche d'emploi qu'avec les facteurs extérieurs liés à un marché du travail local.

Au moins trois voies de recherche s'ouvriraient nettement pour l'avenir. D'abord, notre analyse porte sur l'effet ultime qu'ont toutes les stratégies possibles sur la durée de recherche d'un vrai emploi. Il reste que, après leurs études, beaucoup de gens ne sont pas en quête d'un travail à temps plein. Nombreux sont les gens qui peuvent travailler à temps partiel, retourner aux études

ou demeurer indisponibles pour d'autres raisons sur le marché du travail. Ces résultats représentent des « risques rivaux » par rapport à l'emploi ordinaire pendant toute la période qui suit l'obtention du diplôme. Une étape évidente qui suit dans notre recherche est l'examen de l'interaction du travail stable à temps plein et d'autres emplois du temps des diplômés. Comme étape suivante à envisager, il y aura l'étude d'autres aspects de l'expérience du marché du travail après le diplôme, et en particulier du revenu et des caractéristiques des emplois. Betts et coll. (1998) et Finnie (1998a et 1998b) analysent ces aspects plus larges de l'expérience du monde du travail qui suit l'obtention du diplôme dans le cas des trois cohortes récentes END. Signalons enfin que cette enquête parle aussi des diplômés des collèges d'enseignement professionnel et technique. Il serait bon de les comparer aux diplômés d'université pour ce qui est des durées de recherche d'un premier emploi. On s'attendrait à ce que les débouchés qui s'offrent aux diplômés des collèges accusent plus de différences locales que le marché qui s'ouvre aux diplômés d'université.

Annexe : Constatation du premier vrai emploi dans la cohorte de 1990

À ceux qui ne travaillaient pas en juin 1992 (à la première interview, qui est la seule de la cohorte de 1990 qui est utilisée dans la présente étude), on a posé les questions suivantes :

qC6 En quelle année et quel mois avez-vous commencé à travailler à un premier emploi après l'obtention du diplôme?

qC7 S'agissait-il d'un emploi où vous avez habituellement travaillé 30 heures et plus par semaine?

qC8 S'agissait-il d'un emploi permanent ou d'un emploi temporaire?

Si les intéressés ont répondu par l'affirmative à qC7 et qC8, leur emploi était considéré comme pouvant constituer un vrai emploi. On ne pouvait garantir que sa durée était d'au moins six mois, mais le répondant le caractérisait comme un poste « permanent ». On a défini le laps de temps écoulé entre l'obtention du diplôme et le début de cet emploi comme $D1$ et $M^*=D1$ (voir l'équation 1). On jugeait alors que la période de recherche d'un emploi était complète. Si l'enquêté répondait par la négative à l'une ou l'autre de ces mêmes questions ou qu'il n'y avait pas de premier emploi, la durée de recherche était ainsi fixée : juin 1992, moins la date d'obtention du diplôme. Il s'agissait alors d'une période de recherche incomplète. On peut cependant imaginer qu'il y ait eu un autre emploi (deuxième emploi ou emploi ultérieur), un vrai emploi qui ait commencé après le diplôme, mais qui ait pris fin avant juin 1992. On ne peut malheureusement pas se renseigner sur un tel emploi dans le cas de la cohorte de 1990. Ainsi, pour un certain nombre de personnes, la durée de recherche comme variable peut être trop *longue* (parce qu'un autre vrai emploi aurait commencé et fini entre le premier et juin 1992) ou trop *courte* (parce que le premier emploi aurait été un poste permanent à temps plein, mais n'aurait pas réellement duré les six mois requis). Nous retenons la possibilité que le nombre d'enquêtés ayant connu ces circonstances particulières soit restreint et que les éléments de sous-estimation et de surestimation des durées de recherche aient tendance à s'annuler.

Pour les enquêtés qui occupaient un emploi en juin 1992, il était possible d'établir à quelle date celui-ci avait commencé ($D2$) et s'il s'agissait d'un poste à temps plein. Si l'emploi en question est un « vrai » emploi, on peut ainsi l'identifier, mais ce ne sera pas nécessairement là le *premier* vrai emploi. Si l'emploi n'avait pas eu d'interruptions, on posait la question qC41 (Était-ce le premier emploi après l'obtention du diplôme?). Si l'enquêté répondait oui et que l'emploi actuel avait duré au moins six mois, on avait alors $M^*=D2$. Si l'emploi actuel avait commencé moins de six mois avant juin 1992, on jugeait que la période de recherche était tronquée à la date de début de l'emploi. En d'autres termes, pour les emplois actuels qui avaient commencé dans les six mois précédant l'interview, on pouvait alors seulement déterminer que le début du premier vrai emploi était en suite avec l'emploi actuel.

Si on répondait non à la question qC41, on posait diverses questions semblables à la série précitée qC6-qC8 au sujet du premier emploi après les études. S'il s'agissait d'un emploi permanent à temps plein, la durée de recherche était définie comme $D3$ et $M^*=D3$. La même réserve doit être formulée ici : pour certains enquêtés, $D3$ est une période trop courte et, pour d'autres, une période trop longue.

On a repris l'opération pour les emplois actuels où il y avait eu des interruptions ou des absences temporaires. Dans l'un et l'autre cas, on demandait à l'intéressé s'il s'agissait du premier emploi après le diplôme et, sinon, si le premier emploi avait été un poste permanent à temps plein.

Bref, la variable de l'analyse de durée doit être élaborée à partir d'un ensemble de durées dérivées. Pour un enquêté en particulier, une seule de deux durées s'appliquerait selon que celui-ci avait un emploi ou non en juin 1992.

Tableau 1. Description sommaire de l'échantillon par cohorte (sans pondération)

	Cohorte de 1982 : 7 090 obs.		Cohorte de 1986 : 9 098 obs.		Cohorte de 1990 : 5 632 obs.	
	Moyenne/ pourc.	Écart- type	Moyenne/ pourc.	Écart- type	Moyenne/ pourc.	Écart- type
Variable / Valeurs						
M=Mois de recherche d'un premier emploi	23,16	22,11	22,76	21,12	12,72	11,24
Période de recherche complète	0,72	0,45	0,76	0,43	0,52	0,5
Taux de chômage à l'obtention du diplôme	16,27	4,72	14,91	4,52	11,58	3,39
Programme universitaire	3,28	0,53	3,25	0,46	3,45	0,66
Baccalauréat %	76		77		64	
Maîtrise %	20		22		26	
Doctorat %	4		1		9	
Sexe féminin	0,47	0,5	0,48	0,5	0,53	0,5
Mariage	0,32	0,47	0,31	0,46	0,36	0,48
Nombre d'enfants	0,12	0,44	0,1	0,46	0,19	0,62
Diplômés élevés dans un foyer anglophone	0,75	0,43	0,78	0,41	0,96	0,18
Diplômés élevés dans un foyer francophone	0,2	0,4	0,18	0,39	0,41	0,49
Changement de région avant le programme	0,09	0,29	0,08	0,27	0,12	0,32
Région de l'établissement (1-5)	2,74	1,21	2,89	1,22	2,71	1,16
Atlantique %	21		18		17	
Québec %	20		18		26	
Ontario %	32		27		32	
Prairies %	19		28		18	
Colombie-Britannique %	8		8		7	
Région avant le programme (1-6)	2,8	1,3	2,94	1,27	2,84	1,31
Atlantique %	20		17		17	
Québec %	22		19		26	
Ontario %	30		27		30	
Prairies %	18		28		17	
Colombie-Britannique %	8		8		7	
Étranger %	2		2		4	
Âge à l'obtention du diplôme	24,16	4,84	23,89	3,99	25,47	5,7
Années de scolarité de la mère	11,86	3,15	12,18	3,1	12,11	3,45

Nota : La région de l'Atlantique comprend les provinces de Terre-Neuve, du Nouveau-Brunswick, de la Nouvelle-Écosse et de l'Île-du-Prince-Édouard.

La région des Prairies comprend les provinces du Manitoba, de la Saskatchewan et de l'Alberta.

Tableau 2. Tendances démographiques parmi les cohortes de diplômés

Variable/Valeurs	1982	1986	1990	Ensemble
Programme universitaire (pourc.)				
Baccalauréat	91	92	90	91
Maîtrise	7	7	9	8
Doctorat	1	0	1	1
Sexe féminin (pourc.)	50	51	58	53
Changement de région avant le programme (pourc.)	7	6	8	7
Région de l'établissement (pourc.)				
Atlantique	9	9	9	9
Québec	28	26	27	27
Ontario	44	43	45	44
Prairies	14	15	13	14
Colombie-Britannique	6	7	7	6
Âge moyen à l'obtention du diplôme	23,5	23,3	24	23,5
Taux moyen de chômage à l'obtention du diplôme	15,9	13,9	10,7	13,8

Nota : Données pondérées par les valeurs de pondération à la première interview.

L'addition des pourcentages peut ne pas donner 100 % à cause des arrondissements.

Tableau 3. Mobilité régionale à des fins de fréquentation de l'université (ensemble des cohortes)

Région avant le programme (%)	Région de l'établissement					Total
	Atlantique	Québec	Ontario	Prairies	C.-B.	
Atlantique	92	2	5	1	0	100
Québec	1	94	5	0	0	100
Ontario	1	1	97	1	0	100
Prairies	0	1	4	93	2	100
Colombie-Britannique	1	2	6	6	85	100
Étranger	7	24	47	15	8	100
Ensemble %	9	27	44	14	6	100

Nota : Données pondérées par les valeurs de pondération à la première interview.

**Tableau 4. Modèles des hasards proportionnels avec une fonction
hasard de base commune à toutes les cohortes**

Variable	1	2	3	4	5
Cohorte de 1982	0,021 (0,03)	-0,049 (0,04)	0,024 (0,04)	0,003 (0,04)	0,034 (0,04)
Cohorte de 1986	0,106 * (0,03)	0,066 * (0,03)	0,105 * (0,04)	0,091 * (0,04)	0,09 * (0,04)
Taux de chômage à l'obtention du diplôme	-0,009 * (0,00)	0,0057 (0,00)	-0,012 * (0,00)	-0,008 (0,00)	-0,008 (0,00)
Baccalauréat	-0,395 * (0,06)	-0,401 * (0,07)	-0,433 * (0,07)	-0,435 * (0,07)	-0,417 * (0,08)
Maîtrise	-0,471 * (0,07)	-0,455 * (0,07)	-0,458 * (0,07)	-0,462 * (0,07)	-0,457 * (0,08)
Sexe féminin			-0,148 * (0,02)	-0,135 * (0,03)	-0,138 * (0,03)
Âge à l'obtention du diplôme			-0,014 * (0,00)	-0,014 * (0,00)	-0,014 * (0,00)
Mariage			0,174 * (0,03)	0,18 * (0,03)	0,181 * (0,03)
Nombre d'enfants			-0,158 * (0,03)	-0,154 * (0,03)	-0,144 * (0,03)
Diplômés élevés dans un foyer anglophone			0,081 * (0,04)	0,067 (0,04)	0,073 (0,04)
Diplômés élevés dans un foyer francophone			-0,062 (0,04)	-0,048 (0,05)	-0,073 (0,05)
Années de scolarité de la mère					-0,018 * (0,00)
Changement de région avant le programme			-0,169 * (0,04)	-0,092 * (0,05)	-0,072 (0,05)
Étranger		-0,41 * (0,12)		-0,283 * (0,14)	-0,298 * (0,14)
Observations	21 712	21 452	21 395	21 395	19 584
Estimation logarithmique de vraisemblance	-142 149	-140 556	-140 071	-140 052	-128 775

Nota : Les erreurs-types « robustes » figurent entre parenthèses. « * » indique un niveau de signification de 5 %.

Catégories exclues : cohorte de 1990, doctorat, sexe masculin, célibat, foyer allophone, région de l'Atlantique, absence de changement de région.

Les colonnes qui comprennent « Étranger » ont aussi des indicateurs pour les autres régions d'installation avant le programme et la région de l'établissement.

Tableau 5. Modèles des hasards proportionnels stratifiés par cohorte

Variable	1	2	3	4	5
Taux de chômage à l'obtention du diplôme	-0.009 * (0.00)	0.0055 (0.00)	-0.013 * (0.00)	-0.008 (0.00)	-0.008 (0.00)
Baccalauréat	-0.383 * (0.06)	-0.388 * (0.06)	-0.419 * (0.07)	-0.421 * (0.07)	-0.400 * (0.07)
Maîtrise	-0.458 * (0.06)	-0.442 * (0.07)	-0.444 * (0.07)	-0.448 * (0.07)	-0.439 * (0.07)
Sexe féminin			-0.152 * (0.02)	-0.139 * (0.03)	-0.143 * (0.03)
Âge à l'obtention du diplôme			-0.014 * (0.00)	-0.014 * (0.00)	-0.013 * (0.00)
Mariage			0.174 * (0.03)	0.179 * (0.03)	0.181 * (0.03)
Nombre d'enfants			-0.156 * (0.03)	-0.153 * (0.03)	-0.143 * (0.03)
Diplômés élevés dans un foyer anglophone			0.082 * (0.04)	0.067 (0.04)	0.074 (0.04)
Diplômés élevés dans un foyer francophone			-0.062 (0.04)	-0.048 (0.05)	-0.073 (0.05)
Années de scolarité de la mère					-0.018 * (0.00)
Changement de région avant le programme			-0.171 * (0.04)	-0.095 * (0.05)	-0.075 (0.05)
Étranger		-0.414 * (0.12)		-0.284 * (0.14)	-0.300 * (0.14)
Observations	21 712	21 452	21 395	21 395	19 584
Estimation logarithmique de vraisemblance	-126 935	-125 469	-125 020	-125 001	-114 842

Nota : Voir les notes du tableau 4.

Tableau 6. Modèles des hasards proportionnels par cohorte

Variable	1982	1986	1990
Taux de chômage à l'obtention du diplôme	-0,003 (0,01)	-0,001 (0,01)	0,010 (0,01)
Baccalauréat	-0,284 * (0,10)	-0,699 * (0,12)	-0,624 * (0,07)
Maîtrise	-0,209 * (0,10)	-0,790 * (0,12)	-0,780 * (0,06)
Sexe féminin	-0,061 (0,05)	-0,122 * (0,03)	-0,021 (0,04)
Âge à l'obtention du diplôme	-0,012 (0,01)	-0,009 (0,00)	-0,007 (0,01)
Mariage	0,130 * (0,04)	0,156 * (0,03)	0,218 * (0,04)
Nombre d'enfants	-0,092 * (0,05)	-0,108 * (0,04)	-0,198 * (0,04)
Dipl. élevés dans un foyer anglophone	-0,010 * (0,00)	-0,011 * (0,00)	-0,021 * (0,01)
Dipl. élevés dans un foyer francophone	0,282 * (0,08)	0,173 * (0,06)	0,179 (0,11)
Années de scolarité de la mère	0,123 (0,09)	0,164 * (0,07)	-0,111 * (0,05)
Chang. de région avant le programme	-0,119 (0,07)	-0,064 (0,05)	0,084 (0,07)
Étranger	-0,292 (0,17)	-0,303 * (0,13)	-0,347 * (0,16)
Observations	5 786	8 418	5 380
Estimation logarithmique de vraisemblance	-36 175	-54 870	-22 818

Nota : Voir les notes du tableau 4.

Tableau 7. Certains taux de hasard pour le tableau 6

Variable	1982	1986	1990
Maîtrise	81 % *	45 % *	46 % *
Baccalauréat	75 % *	50 % *	54 % *
Étranger	75 %	74 % *	71 % *
Dipl. élevés dans un foyer francophone	133 % *	119 % *	120 %
Mariage	114 % *	117 % *	124 % *
Années de scolarité de la mère	113 %	118 % *	89 % *
Nombre d'enfants	91 % *	90 % *	82 % *
Sexe féminin	94 %	89 % *	98 %

Nota : Taux de hasard = exp (coefficient au tableau 6).

* indique que le coefficient au tableau 6 est significatif au niveau de 5 %.

Les variables sont triées par la moyenne intercohortes de abs(HR-1).

Figure 1. Courbes de survie des cohortes (pondération en fonction de la population)

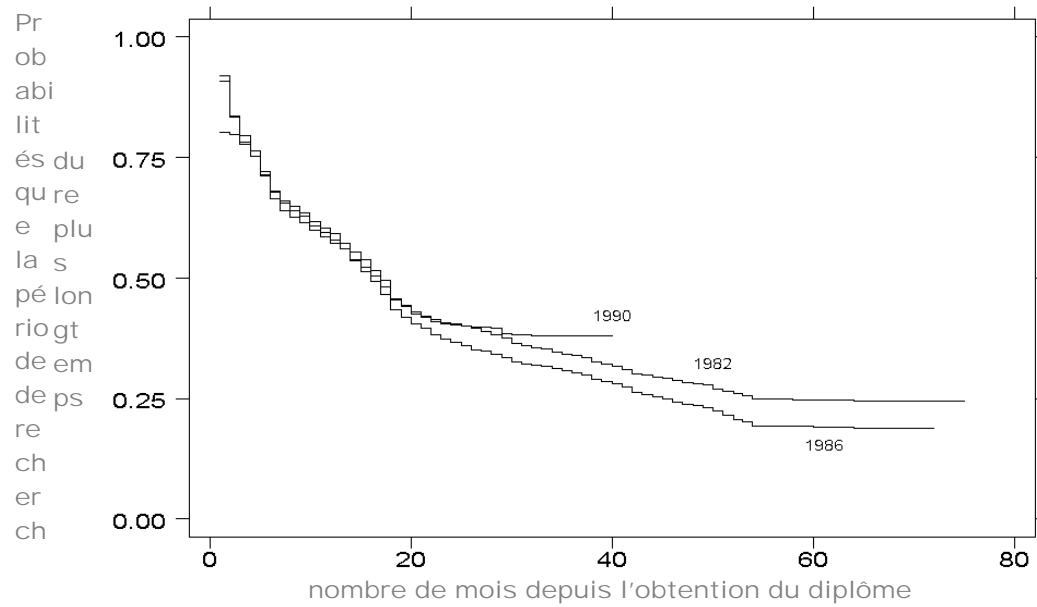
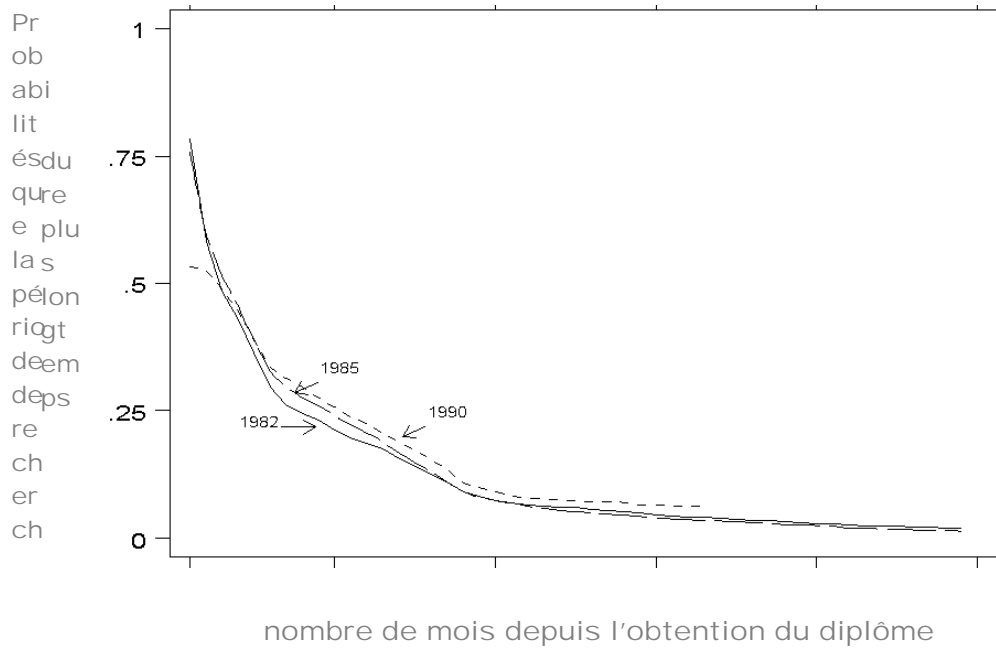


Figure 2. Courbes de survie de base du modèle stratifié



Bibliographie

- Betts, Julian, Christopher Ferrall et Ross Finnie. 1998. "The Role of University Quality in Determining Post-Graduate Outcomes: Panel Evidence from Three Recent Canadian Cohorts," travaux en cours.
- Bowlus, Audra. 1998. "U.S. Canadian Unemployment Rate and Wage Differences Among Young, Low Skilled Workers in the 1980s," à venir, *Canadian Journal of Economics*.
- Eckstein, Zvi et Kenneth I. Wolpin. 1995. "Duration to First Job and the Return to Schooling: Estimates from a Search-Matching Model," *Review of Economic and Statistics* 62, 263-286.
- Ferrall, Christopher. 1997. "Unemployment Insurance Eligibility and the Transition from School to Work in Canada and the United States," *Journal of Business and Economic Statistics* 15, 2, avril, 115-129.
- Finnie, Ross. 1998a. "Process Not Event: A Longitudinal Analysis of the School-to-Work Transition of Canadian Post-Secondary Graduates," travaux en cours.
- Finnie, Ross. 1998b. "Holding Their Own: The Employment Patterns and Earnings of Canadian Post-Secondary Graduates in the 1980s and 1990s", travaux en cours.
- Kiefer, N. 1988. "Economic Duration Data and Hazard Functions," *Journal of Economic Literature* 26, 649-79.
- Lin, D. Y. et L. J. Wei. 1989. "The Robust Inference for the Cox Proportional Hazards Model", *Journal of the American Statistical Association*, 84, 1074-78.
- Statistique Canada 1996. *La promotion de 1990 : Compendium des résultats de l'Enquête nationale de 1992 menée auprès des diplômés de 1990*, n° 81-577-XPF au catalogue.