11F0019F No 4
ex 3

Direction des études analytiques

Documents de recherche

Statistique Canada
Statistics Canada

Canada

LA MODÉLISATION DES PROFILS D'EMPLOI DES CANADIENS AU COURS DE LEUR EXISTENCE

par

Garnett Picot

N° 4

Division des études sociales et économiques
Statistique Canada
hiver 1986

STATISTICS CANADA STATISTIQUE CANADA
OCT 3 1994
LIBRARY
BIBLIOTHÈQUE

L'auteur assume seul la responsabilité du contenu de l'analyse, lequel ne reprénte pas nécessairement les vues ou les politiques de Statistique Canada.

Also available in English

RÉSUMÉ

Le présent document utilise les données de l'Enquête sur la famille (ESF) de Statistique Canada pour étudier la relation qui existe entre les variables relatives à la famille et le mouvement continu des Canadiens, des femmes en particulier, qui entrent et sortent du marché du travail. Pour analyser ces relations, on a exprimé les probabilités de transition comme une fonction de variables telles que l'âge, le sexe, l'état civil, l'âge du dernier enfant et le niveau d'instruction atteint. Ces probabilités sont également déterminées par la situation occupée l'année précédente et la durée de cette situation. On vise ainsi à élaborer un sous-modèle de l'emploi à l'intérieur du modèle de simulation des politiques en matière de revenus et de retraite (appelé en anglais LIPPS). Les profils d'emploi simulés sont comparés aux profils réels établis à partir de l'Enquête sur la famille.

REMERCIEMENTS

L'auteur tient à remercier Ted Wannell pour la collaboration apportée pendant toute la durée des travaux ainsi que Paul Shaw pour les suggestions faites au début de l'étude.

Mots-clés: modèle de simulation, probabilité de transition, population active, taux d'activité, emploi, logitudinale.

Introduction

Le présent document utilise les données tirées de l'enquête de Statistique Canada intitulée Enquête sur la famille (ESF) pour modéliser les mouvements des hommes et femmes qui entrent et sortent du marché du travail au cours de leur existence. L'accent est mis sur la modélisation des transitions d'emploi des femmes, laquelle est présentée comme une fonction de leurs caractéristiques personnelles, des variables familiales et de leurs antécédents en matière d'emploi. L'objectif global de cette recherche s'explique par la nécessité de mettre au point un sous-modèle de l'emploi, qui sera intégré au modèle de simulation des politiques en matière de revenus et de retraite (LIPPS), qui est en cours d'élaboration à la Division des études sociales et économiques de Statistique Canada. Le profil d'emploi des individus au cours de leur existence joue un rôle important dans l'évaluation de la politique en matière de retraite. En particulier, le degré de continuité dans l'emploi, surtout chez les femmes, joue un rôle considérable, étant donné que le droit aux prestations de retraite ainsi que le montant de ces prestations en dépendent. Par conséquent, dans la mesure où cela existe, il est important d'établir la relation entre le fait d'occuper un emploi et la probabilité d'en avoir un durant une année quelconque.

Lorsqu'on utilise des données transversales pour modéliser les profils d'emploi au cours d'une existence, on est en général forcé de supposer que le fait de détenir un emploi durant une année particulière est indépendant de la situation qui existait les années précédentes. Cette situation tient au fait que l'on n'a généralement pas les données nécessaires pour évaluer cette relation à l'aide de bases de données transversales. S'il existe effectivement une forte dépendance entre les situations passées et actuelles en matière d'emploi et que celle-ci n'est pas incorporée au modèle, cela provoquera trop de transitions entre les situations, et le modèle produira un profil d'emploi trop sporadique.

Les données disponibles donnent à penser que le comportement d'un individu face au travail à un moment précis de sa vie dépend dans une large mesure de son comportement au cours des années précédentes. Dans l'étude remarquable qu'ils ont réalisée à l'aide des données du Michigan Panel Study of Income Dynamics,

Nakamura et Nakamura (1985) écrivent que le comportement des individus face au marché du travail semble se caractériser par une grande inertie. Ces auteurs ont observé que la situation en matière d'emploi pendant l'année en cours a tendance à dépendre fortement de la situation pendant les années précédentes. Les résultats de ce travail sont examinés dans les différentes parties de la présente étude. Il n'existe pas au Canada de données longitudinales comparables à celles qui sont disponibles aux États-Unis, mais Boothy (1984) a utilisé les données de l'enquête de Statistique Canada sur la situation financière des consommateurs pour déterminer pendant combien de temps les femmes mariées font partie de la population active. Il a découvert "une continuité beaucoup plus prononcée de la participation des femmes mariées canadiennes au marché du travail que celle que l'on obtient à l'aide des modèles croisés de participation". Il note que toute tentative de prédiction à des fins de politique, par exemple la simulation des droits aux prestations en vertu du Régime de pensions du Canada, devrait tenir compte de l'existence d'une grande continuité dans la participation des femmes à la population active.

Des études faites aux États-Unis à l'aide des données du Michigan Panel (par exemple, celle de Heckman en 1981 et de Nakamura et Nakamura en 1983) arrivent à des conclusions similaires.

En plus de la question de la continuité de la participation au marché du travail, cette étude examine d'autres aspects de la probabilité d'avoir un emploi, notamment des variables familiales (état civil, nombre d'enfants et âge) et d'autres caractéristiques personnelles.

Une des grandes questions méthodologiques étudiées au cours des dernières années par les économistes et les économétriciens a trait aux différentes méthodes qui permettent d'évaluer des fonctions de salaires et d'offre de travail sans comporter les risques d'erreur découlant de l'utilisation exclusive de statistiques sur les femmes qui travaillent. Le problème de l'utilisation de données de ce type pour déterminer l'incidence du niveau des salaires sur l'offre de travail et la distorsion de sélectivité de l'échantillon qui en

résulte sont étudiés par Heckman (1980), Goldberger (1981), Groneau (1974) et d'autres auteurs.

Un des modèles-types d'offre de travail comprend habituellement trois équations : une première pour estimer la probabilité d'avoir un emploi, une deuxième pour évaluer le nombre d'heures de travail et une troisième pour établir le taux de rémunération. Ce modèle-type est étudié par Schultz (1980), Hanoch (1980) et Nakamura et Nakamura (1983 et 1985). La présente étude traite surtout de la première équation, à savoir la probabilité d'avoir un emploi durant une année donnée. Cette probabilité - qui découle des facteurs influant sur les salaires offerts et demandés[1] - est présentée comme une fonction d'un certain nombre de variables : les caractéristiques personnelles, par exemple, l'âge et le sexe; les variables du capital humain, comme le degré d'instruction atteint et les années d'expérience sur le marché du travail; les caractéristiques familiales, dont l'état civil, le nombre d'enfants d'âge pré-scolaire, l'existence d'un nouveau-né et la possibilité d'un divorce; finalement, les variables macro-économiques telles que le ratio de l'emploi à la population. Mais, ce qui peut-être importe le plus, c'est que si l'aspect "inertie" du comportement des individus face au marché du travail doit être intégré au modèle, comme c'est le cas dans l'étude de Nakamura et Nakamura (1985), les variables reflétant le profil d'emploi au fil des années doivent l'être aussi. Ces variables représentent un aspect

---

[1] Dans ces modèles, la décision de chaque individu relativement à sa participation au marché du travail est définie sous forme de salaire "offert" et de salaire "demandé". Si le salaire offert est supérieur au salaire demandé, l'individu décidera d'entrer sur le marché du travail. La probabilité qu'il le fasse est modélisée comme la différence entre le salaire offert et le salaire demandé ou, plus particulièrement, la probabilité que le salaire offert soit supérieur au salaire demandé. Il est cependant impossible de mesurer ou d'estimer directement ce dernier. Le salaire offert ainsi que le salaire demandé sont exprimés en fonction d'autres variables qui exercent un certain effet (caractéristiques personnelles, caractéristiques régionales, revenu, salaire du conjoint, etc.). Par conséquent, les variables indépendantes du modèle exprimant la probabilité d'entrer sur le marché du travail (la différence entre le salaire offert et le salaire demandé) sont les variables susceptibles d'influencer les deux types de salaires.

important de la présente étude. Les variables des salaires et des revenus sont souvent intégrées aux modèles de participation de la population active. La base de données utilisée dans cette étude ne permet pas de tenir compte de ces variables. Cependant, comme on l'explique plus loin, les travaux réalisés dans le passé donnent à penser que, lorsqu'on détermine la préférence d'un individu pour le travail, l'aspect "inertie" ou "dépendance" compris dans le modèle, on observe une diminution de l'importance des variables salariales calculées directement comme indices de la probabilité d'avoir un travail.

Données et méthodologie

Les données

Dans cette étude, on a utilisé les données provenant de l'Enquête sur la famille (ESF) de 1984. Cette enquête rétrospective, qui est un supplément de l'Enquête sur la population active (EPA), visait à compiler des données sur les grands événements qui surviennent dans la famille, à savoir les mariages, le fait d'élever des enfants et les profils d'emploi. Les personnes interrogées avaient de 18 à 65 ans et l'échantillon choisi comptait environ 14 000 personnes.

Les réponses par procuration[2], qui sont utilisées régulièrement dans l'EPA, n'étaient pas permises, de sorte que les personnes interrogées ne devaient répondre qu'aux questions les concernant exclusivement. On a recueilli un minimum de données sur les antécédents professionnels parce que le risque d'oublier devient probablement une considération importante lorsque l'on pose des questions relatives à des phénomènes de durée relativement courte survenus sur le marché du travail quelques années plus tôt. Plus précisément, on demandait aux personnes interrogées de fournir les renseignements suivants :

---

2 Lorsque les réponses sont fournies non par les individus directement concernés, mais par un autre membre de la famille.

- l'année du premier emploi à plein temps ou du premier emploi à temps partiel d'une durée de six mois ou plus (les emplois à temps partiel occupés pendant les études ne comptaient pas);

- des renseignements sur toutes les interruptions d'un an ou plus, y compris notamment l'année où l'interruption a commencé et le nombre d'années de l'interruption.

À partir de ces renseignements, il a été possible de déterminer pour chaque individu quand la "première entrée" s'est produite, cette expression désignant l'obtention d'un premier emploi d'une durée de six mois ou plus, et quand s'est produite la transition entre la situation d'emploi (E) et la situation de non-emploi (NE). Seules les NE d'un an ou plus sont compris dans les données. Un grand nombre de transitions sont ainsi éliminées, car beaucoup d'hommes et de femmes restent en chômage moins d'un an (la majorité des chômeurs) et beaucoup de femmes restent moins d'un an sans travailler après la naissance d'un enfant. Les courtes périodes de NE peuvent également s'expliquer par d'autres raisons. L'absence de ces données n'a cependant pas une grande incidence dans la présente étude, car dans le modèle de simulation LIPPS, c'est le nombre d'<u>années</u> sans revenus qui importe, et les périodes de moins d'un an passées sans travail n'ont guère d'effet sur les résultats de la simulation des politiques[3]. De plus, dans l'étude plus vaste traitant du comportement des femmes en particulier sur le marché du travail, le point important porte sur les longues périodes de non-emploi, les périodes où les compétences peuvent s'en trouver diminuées, où les besoins à long terme en services de garderie et où les pensions destinées aux "femmes au foyer" peuvent devenir nécessaires.

Pour estimer le modèle, on a utilisé les observations relatives à toutes les personnes pour lesquelles on dispose de données pour la période de dix ans comprise entre 1974 et 1983 inclusivement. Si l'on n'a pas retenu une

---

[3] Les faibles revenus résultant d'un emploi qui ne s'étale pas sur toute l'année sont estimés dans le sous-modèle de revenus, qui est différent. Ici, il est seulement nécessaire de savoir si l'individu occupe un emploi pendant une période quelconque de l'année.

période plus longue, c'est parce que l'on voulait éviter d'accroître les risques d'oubli.

Les modèles de base de régression

On a estimé différentes équations dans le modèle pour étudier les deux situations, avec emploi (E) et non-emploi (NE). Il convient de préciser que le mot emploi couvre les emplois à temps partiel et les emplois à plein temps à n'importe quel moment de l'année. Les probabilités de transition $Pr(NE_t \mid E_{t-1})$ et $Pr(E_t \mid NE_{t-1})$ sont modélisées séparément. Autrement dit, pour pouvoir sortir d'une situation, il faut d'abord l'avoir connue pendant la période antérieure. Naturellement, une fois que l'on connaît la probabilité de sortir d'une situation, on connaît aussi la probabilité d'y rester.

La probabilité de passer d'une situation à une autre semble dépendre de sa durée, ce qui fournit une indication sur l'attachement des individus à une situation en particulier. Les modèles de probabilité sont estimés séparément pour les hommes et pour les femmes ainsi que pour les groupes d'âge de 15 à 19 ans, de 20 à 39 ans et de 40 à 64 ans, puisque les effets des variables indépendantes semblent différer de façon significative selon ces groupes.

Le modèle de probabilité d'emploi est habituellement estimé à l'aide d'une technique de vraisemblance maximale non linéaire, telle que la régression par probits ou la régression logistique[4] [par exemple, dans Nakamura et

[4] Les régressions par probits et les régressions logistiques sont très semblables et, dans la pratique, fournissent des résultats similaires. La différence réside dans le fait que la forme fonctionnelle sous-jacente du modèle par probits est une distribution normale cumulative, alors que dans le cas de la régression logistique, c'est une fonction logistique. Dans la pratique, ces fonctions sont donc très semblables, sauf aux queues (voir Amemiya, 1981). Parce que la variable dépendante est dichotomique (emploi ou non-emploi), les techniques logistiques et par probits offrent les mêmes avantages par rapport à une estimation par moindres carrés ordinaires, notamment : (1) les moindres carrés ordinaires ne sont pas restreints à l'intervalle 0,1 et les probabilités en dehors de cet intervalle peuvent être estimées, alors que les analyses logistiques et par probits limitent les probabilités à l'intervalle 0,1,; (2) il se pose un problème d'hétéroscédasticité (variances non uniformes du terme d'erreur) lorsqu'on utilise les moindres carrés ordinaires avec des variables dépendantes dichotomiques.

Nakamura (1985), Hanoch (1980) ou Schultz (1980), bien qu'on ait eu recours, dans les travaux antérieurs, à un modèle de probabilité linéaire utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires (Bowen et Finnegan (1969)]. Dans le présent travail, on emploie la régression logistique pour estimer la probabilité de l'équation de participation.

Toutes les équations prennent la forme suivante :

$Pr(Y=1) = 1/(1 + e^{-(\alpha+Bx)})$ ou, ...$\ln((Pr(Y=1)/(1-Pr(Y=1)) = \alpha+Bx$

Ou Y = 1 si la transition est faite
0 dans les autres cas
X est un vecteur de variables indépendantes
B est un vecteur des coefficients estimés dans la coordonnée à l'origine

Les variables

La variable dépendante est une variable dichotomique qui prend la valeur 1 lorsqu'il y a une transition de NE à E ou de E à NE. Dans le cas contraire, elle prend la valeur 0. Les variables ci-dessous sont des variables indépendantes pour lesquelles on dispose de données provenant de l'Enquête sur la famille et qui sont susceptibles d'influencer la probabilité de changement de situation.

Les variables indépendantes

1. État civil : marié ou non marié (1 variable auxiliaire)
2. Situation familiale : présence d'un nouveau-né, enfants de 1 à 5 ans, enfants de 6 à 16 ans, pas d'enfant ou enfants de 17 ans (3 variables auxiliaires)
3. Niveau d'instruction : élémentaire, secondaire (non terminé) secondaire (terminé), post-secondaire au complet (3 variables auxiliaires)
4. Divorce (1 variable auxiliaire)
5. Durée de la situation (en années) : sous la forme In(DUR)
6. Ratio Emploi/Population : sous la forme d'une variation du ratio EMP/POP sur deux ans $[(EPR_t/EPR_{t-1}) - 1]$
7. Âge : variables auxiliaires pour les groupes d'âge importants, par exemple 51 à 55 ans, 56 à 60 ans, 61 et 62 ans ainsi que 63 et 64 ans dans le modèle pour le groupe d'âge de 40 à 64 ans.

Première entrée sur le marché du travail

En règle générale, les probabilités de passer d'une situation à une autre sont modélisées de la façon que l'on vient de décrire. Une transition cependant est modélisée séparément, soit la probabilité relative à la première entrée sur le marché du travail (le premier passage de NE à E). Cette modélisation se fait séparément parce qu'il s'agit d'une transition unique et aussi parce que la variable de durée a un sens différent dans ce cas. Avant qu'un individu n'obtienne un emploi, la durée de l'état de non-emploi est en parfaite corrélation avec son âge et n'est donc qu'un reflet des années antérieures, depuis un certain point de départ arbitraire. Selon le point choisi, la mesure de la durée variera. Toutefois, dans le cas d'un individu qui passe d'une situation E à une situation NE, cette mesure reflète davantage le temps passé sans emploi. La durée a une signification différente dans les deux cas et une seule variable de durée ne pourrait servir à estimer l'équation $Pr(E_t \mid NE_{t-1})$. Par conséquent, il était nécessaire de modéliser séparément cette transition.

Autres variables souvent comprises dans le modèle

Plusieurs autres variables, en particulier celles qui ont trait au salaire et au revenu, sont souvent comprises dans un modèle de participation au marché du travail. Dans la présente étude, elles ne sont pas comprises parce que l'Enquête sur la famille ne fournit pas les données nécessaires. Nakamura et Nakamura (1985) ont tenu compte des variables suivantes dans leur modèle : heures de travail décalées, taux de rémunération décalés, revenu du mari et autres revenus familiaux. Parmi ces variables, les plus importantes sont les heures de travail décalées. J'ai donc inclus la durée dans la situation actuelle, afin de pouvoir saisir la continuité de l'emploi au fil des ans. Dans l'étude de Nakamura, d'autres variables, par exemple le revenu du mari et les "autres revenus", semblent n'avoir qu'un faible effet sur les probabilités de transition une fois que que l'on a tenu compte de la situation au titre de l'emploi pendant l'année précédente. Il se peut, et c'est ce que les auteurs ont supposé, que si l'on établisse les préférences des femmes

mariées pour les activités ménagères ou professionnelles en vérifiant l'emploi au cours des années précédentes, ainsi que la durée de chaque situation d'emploi ou de non-emploi, la relation observée entre le revenu des maris et la recherche d'un emploi par la femme peut être assez faible.

Nakamura et Nakamura (1985) ont trouvé une relation positive entre les salaires gagnés au cours de la période précédente et la probabilité de demeurer dans une situation d'emploi (la variable du taux rémunération décalée), mais l'effet n'était pas prononcé et il était de beaucoup inférieur à l'effet produit par la variable des heures de travail décalées. On peut donc dire que, dans un modèle formulé de cette façon, la variable la plus importante qui manque semble être celle des heures de travail décalées. Elle est remplacée par la variable de durée dans ce modèle.

Utilisation de données combinées et tests de signification

Dans toutes les équations, la variable dépendante équivaut à la possibilité d'une transition. Elle est donc dichotomique et prend la valeur 1 lorsqu'on passe d'une situation d'emploi à une situation de non-emploi; sinon, elle prend la valeur 0.

Chaque individu a pu connaître jusqu'à 10 transitions au cours de la période 1974-1983, de sorte qu'il a contribué 10 fois à l'ensemble de données. On utilise les données combinées (sur une période de 10 ans) parce que les sorties sont relativement rares au sein de certains groupes démographiques et, dans de nombreux cas, des données relatives à une seule année ne fourniraient pas suffisamment de transitions pour estimer de façon sûre les coefficients. On observe souvent cette combinaison de données longitudinales, par exemple dans Nakamura et Nakamura (1985), et elle se fait de la façon décrite par Allison (1982). Elle présente cependant la difficulté que les observations ne sont plus indépendantes. Or, cette condition est nécessaire si l'on veut éviter de fausser les tests statistiques de l'analyse de régression. Par conséquent, les écarts-types des coefficients des modèles sont sous-estimés et les valeurs du X^2 dans les tests de l'hypothèse nulle des

coefficients sont surestimées à une valeur inconnue. Par conséquent, les tests X^2 associés aux coefficients devraient être considérés comme des statistiques descriptives, et non comme de bonnes statistiques permettant de tester l'hypothèse nulle. À la suite de Nakamura et Nakamura (1985), de Cain (1966) et d'autres auteurs, on a établi la signification des relations davantage en indiquant qu'elles peuvent être renouvelées pour plusieurs équations ou groupes démographiques (c'est-à-dire parmi plusieurs des 18 équations estimatives) et que les effets d'une variable sont ceux qu'on s'attendrait à observer en présence de la théorie sous-jacente. Sans doute aussi important pour le modèle de simulation, un autre test de la signification des relations estimatives consiste à déterminer si les profils d'emploi simulés à l'aide du modèle correspondent aux profils actuels. Ce test était effectué à l'aide d'un certain nombre de statistiques sommaires. On trouvera les résultats de ce test vers la fin de cette étude.

LES RÉSULTATS

Les résultats sont présentés alternativement pour chaque ensemble de variables indépendantes (état civil, âge des enfants, etc.). On a fait appel à deux informations pour indiquer l'effet observé entre chaque variable indépendante et les profils d'emploi propres à chaque individu. Ce sont : (1) les coefficients de régression estimatifs établis à partir de la régression logistique et (2) les valeurs estimatives (basées sur les équations de régression) des probabilités de transition pour les populations hypothétiques sélectionnées.

Les tableaux qui suivent font état des résultats de la régression pour chacune des 18 équations.

TABLEAU 1. Modèlisation des Résultats par Régression Logistique de la Probabilité de Première Entrée sur le Marché du Travail

Modèle: $\ln \frac{P(y=1)}{1-P(y=1)} = \alpha + \beta X$

où $Y = \begin{cases} 1 \text{ si le premier emploi d'un individu dure au moins six mois} \\ 0 \text{ dans les autres cas} \end{cases}$

Groupe de référence	Variable	Études primaires ou secondaires non terminées				Études secondaires terminées ou non				Études postsecondaires universitaires			
		Homme		Femme		Homme		Femme		Homme		Femme	
		Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2
	Coordonnée à l'origine	-0.895	18.1	-1.443	43.8	-0.823	24.7	-0.171	1.4	-1.580	62.1	-1.626	68.9
Non marié	Marié	0.516	4.6	-0.087	0.4	0.008	0.0	-0.518	7.8	0.351	2.2	-0.206	1.0
Pas d'enfant	Enfant 0-5 ans			-0.772	21.4			-0.794	17.1			-1.045	17.8
	EMP/POP*	2.423	0.7	2.37	4.3	1.629	0.5	1.893	4.1	6.796	5.6	2.775	5.0
	Age 17	-0.355	2.2	.099	0.2	-0.790	17.1	-2.012	103.4	-1.356	12.0	-1.914	26.7
Age 20	Age 18	0.000	0.0	.074	0.1	0.139	0.6	-0.463	8.0	0.041	0.0	-1.066	17.1
	Age 19	-0.260	1.0	-.006	0.0	0.179	0.9	-0.088	0.3	-0.203	0.6	-0.698	9.4
	Age 21 - 22	-0.193	0.5	-.052	0.4	0.167	0.6	-0.190	0.9	0.593	6.9	0.460	6.7
	Age 23 - 24	-0.261	0.6	-.357	1.3	-0.196	0.4	-0.539	3.4	1.040	18.5	1.082	26.8
	Age 25 - 26	-1.010	5.2	-.579	3.1	0.054	0.0	-0.773	4.9	1.034	11.8	0.805	2.5
	Age 27 - 30	-1.153	6.9	-.494	3.2	0.127	0.1	-0.726	5.8	1.037	7.5	0.423	1.8
	Age 31 - 40	-1.406	18.8	-1.197	21.0	0.817	1.2	-0.949	11.3	0.007	0.0	-0.009	0.0
Proportion de la population en transition		24.3		11.7		29.2		25.2		24.7		21.3	
Taille de l'échantillon		1,292		3,148		1,927		2,954		1,375		1,944	
Modèle	x^2	43.9		152.5		61.3		256.7		108.2		203.1	
	p^2	.031		0.067		0.026		0.088		0.070		0.101	
	d.f.	10		11		10		11		10		11	

où $p^2 = 1 - \frac{\text{logarithme de vraisemblance pour le modèle ajusté}}{\text{logarithme de vraisemblance pour le modèle avec coordonnée à l'origine uniquement}}$

* Dans la formule $(EPR_t/EPR_{t-1}) - 1$

TABLEAU 2. Résultats de la Régression Logistique pour le Groupe des 15-19 Ans

Groupe de référence	Variable	PR (E_t | NE_{t-1})				PR (NE_t | E_{t-1})			
		Homme		Femme		Homme		Femme	
		Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2
	Coordonnée à l'origine	-0.713	3.4	-1.077	5.8	-3.101	333.2	-2.611	196.0
Non marié	Marié			-1.251	3.3			0.712	4.9
Pas d'enfant	Enfant 0-5 ans			0.442	0.3			0.305	0.3
	$\left(\frac{EPR_t}{EPR_{t-1}} - 1\right)$ Emp/Pop	-14.240	1.2	5.842	1.0	11.039	3.8	2.256	0.7
Taille de l'échantillon		74		87		1,438		929	
Proportion de la population en transition		25.7		25.3		5.28		8.4	
Modèle	x^2	1.3		6.0		3.7		6.3	
	p^2	0.015		0.062		0.006		0.012	
	d.f.	1		3		1		3	

TABLEAU 3. Résultats de la Régression Logistique pour le Groupe des 20-39 Ans

Groupe de référence	Variable	PR (E_t | NE_{t-1})				PR (NE_t | E_{t-1})			
		Homme		Femme		Homme		Femme	
		Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2
	Coordonnée à l'origine	-1.013	26.4	-0.910	40.5	-2.688	239.5	-1.968	319.7
Non marié	Marié	0.074	0.2	-0.512	19.6	-0.435	15.6	0.541	49.7
Pas d'enfant	Enfant 0			-0.716	28.6			0.512	29.8
	1-5 ans			0.033	0.1			-0.566	30.9
	6-16 ans			0.447	10.8			-0.770	57.7
Diplômés des études secondaires	Primaires	-0.286	1.0	-0.688	15.9	0.193	1.3	0.319	6.1
	Secondaires	0.009	0.0	-0.218	4.6	0.295	6.2	0.364	20.7
	Postsecondaires	0.896	21.8	0.351	13.2	-0.250	3.7	-0.096	1.6
Mariages réussis	Mariages non réussis			0.237	4.6			-0.183	4.8
	LN (DUR)	-0.870	51.6	-0.760	227.2	-0.581	69.1	-0.461	131.7
	EMP/POP*	0.465	0.0	1.478	3.1	-4.441	3.0	-2.66	16.7
	Age 20-24 ans	0.070	0.1	-.066	0.3	0.157	1.4	0.022	0.1
Taille de l'échantillon		1,116		8,261		23,341		15,091	
Proportion de la population en transition		22.3		9.3		2.0		7.9	
Modèle	x^2	101.8		468.0		190.9		378.1	
	p^2	0.086		0.092		0.043		0.045	
	d.f.	7		11		7		11	

où $p^2 = 1 - \dfrac{\text{logarithme de vraisemblance pour le modèle ajusté}}{\text{logarithme de vraisemblance pour le modèle avec coordonnée à l'origine uniquement}}$

* Dans la formule $(EPR_t/EPR_{t-1}) - 1$

TABLEAU 4. Résultats de la Régression Logistique pour le Groupe des 40-64 Ans

Groupe de référence	Variable	PR (E_t | NE_{t-1})				PR (NE_t | E_{t-1})			
		Homme		Femme		Homme		Femme	
		Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2	Beta	x^2
	Coordonnée à l'origine	-1.875	6.9	-1.311	20.1	-2.791	60.6	-2.852	192.0
Non marié	Marié	0.521	0.8	-0.285	1.4	-0.560	13.2	0.275	4.1
40-50 ans	51-55 ans	-0.038	0.0	-0.373	3.3	0.274	2.6	0.182	1.6
	56-60 ans	-1.033	3.0	-1.305	17.0	0.511	8.4	0.530	10.5
	61-62 ans	-8.773	-	-1.907	6.8	1.039	17.5	0.581	4.6
	63-64 ans	-8.899	-	-1.762	5.9	1.811	48.8	1.313	22.9
Diplômés des études secondaires	Primaires	-0.151	0.1	-1.017	17.9	0.156	0.9	0.306	4.2
	Secondaires	-0.941	1.7	-0.520	6.9	-0.120	0.4	0.144	1.0
	Postsecondaires	0.424	0.4	-0.037	0.0	-0.289	1.8	-0.117	0.5
	LN (DUR)	-1.243	17.9	-0.589	74.3	-0.419	17.5	-0.308	32.9
	EMP/POP*	31.341	2.4	2.042	0.6	-32.136	32.2	-7.244	16.3
Taille de l'échantillon		1,007		6,741		15,646		8,296	
Proportion de la population en transition		2.7		2.7		1.8		4.5	
Modèle	x^2	59.0		155.5		152.4		106.1	
	p	0.238		0.094		0.054		0.035	
	d.f.	10		10		10		10	

* Dans la formule $(EPR_t/EPR_{t-1}) - 1$

Durée d'une situation

La durée d'une situation ou d'une période permet souvent de prédire de manière satisfaisante la probabilité de la fin de cette période. Dans les études sur le chômage par exemple, on a constaté que la durée d'une période de non-emploi joue un rôle très important dans la détermination des probabilités d'en sortir (Hasen et De Brouker, 1985). Dans divers travaux qu'ils ont réalisés récemment, Nakamura et Nakamura (1985), Boothby (1984), Heckman et Willis (1977), Heckman (1981) ont été unanimes à montrer que la continuité de la participation au marché du travail (ou de la non participation) est très prononcée et peut être captée à l'aide d'un modèle établi pour la population active en vue de déterminer le comportement en matière d'emploi. Les formes des modèles utilisés dans ces études en vue d'évaluer le degré de continuité ont varié considérablement; mais, tous ces modèles permettent d'arriver à la conclusion que la continuité est très importante en ce qui concerne la participation au marché du travail.

La présente étude utilise une mesure assez simple et assez directe de la continuité : la durée d'une période (d'emploi ou de non-emploi) exprimée en années.

Les économistes ne s'accordent pas tous en ce qui concerne les effets de "durée effective" et l'"hétérogénéité", ainsi que sur l'action de celle-ci sur les effets de durée mesurée. On ne prétend point ici être en mesure de séparer ces deux sources éventuelles d'effets de durée. La durée apparaît ici comme un instrument de prévision ou de mesure de la probabilité de maintien de cette situation (d'emploi ou de chômage). On s'attend à une corrélation négative entre la durée et la probabilité de cessation d'une situation, et, si une telle corrélation existe, l'incorporation de la variable de durée dans le modèle aura pour effet d'améliorer sa capacité à établir des prédictions.

Dans le modèle de régression, la variable de durée a été introduite sous la forme d'un logarithme naturel[5]. Nous avons toutefois abandonné cette variable

[5] On a également utilisé des variables auxiliaires pour les quatre intervalles discontinus de durée (1, 2-4, 5-19, 10+), et les résultats étaient analogues.

en ce qui concerne le groupe d'âge de 15 à 19 ans, car celui-ci se caractérise par des mouvements importants à l'entrée et à la sortie du marché du travail, généralement après des périodes d'emploi extrêmement courtes. Les coefficients ne nous ont pas paru très significatifs pour ce segment de la population, ce qui nous a conduit à ne pas en tenir compte.

Avant d'étudier la variable de durée, on se penche sur la dépendance qui existe entre la probabilité d'avoir un emploi et la situation que l'on a connue l'année antérieure. Cette démarche permet de mettre en lumière un aspect de la question de la continuité de la situation en matière d'emploi.

En vue de se faire une idée des résultats du modèle, on a calculé pour quelques groupes hypothétiques de population et présenté dans le tableau 5 les valeurs des probabilités de passage qui ont été estimées à l'aide des modèles.

Selon ces résultats, la probabilité pour une personne d'être en situation d'emploi dépend de la situation qu'avait connue cette personne l'année antérieure. Par exemple, pour les femmes mariées de 20 à 39 ans qui n'ont pas d'enfant, ont terminé leurs études secondaires, et qui ont eu un emploi l'année antérieure, la probabilité de changer de situation est de ,20. Par conséquent, la probabilité de se maintenir en situation d'emploi est de ,80. Mais, pour le même segment de population, la probabilité d'être en situation d'emploi n'est que de ,19 si la personne se trouvait en chômage l'année antérieure. On peut donc affirmer que la situation que connaissait une personne l'année antérieure est d'une importance indiscutable, comme l'ont établi Nakamura et Nakamura (1985). Les modèles transversaux qui ne tiennent pas compte de la situation de l'année antérieure ont tendance à surestimer la vraisemblance du passage d'une situation à une autre. Cela revient à dire que le comportement de l'emploi déterminé à l'aide du modèle se révélerait trop irrégulier.

Cependant, ces résultats donnent à penser que la probabilité d'un passage dépend non seulement de la situation qu'avait connue l'intéressé durant l'année antérieure, mais aussi de la durée de cette situation.

Les coefficients de la variable de durée sont de valeur élevée et de signe négatif dans tous les modèles de groupes d'âge et de sexe (à l'exclusion du groupe de 15 à 19 ans). (On peut donc dire que plus une situation a duré longtemps, plus faible est la probabilité d'en sortir.) Les valeurs figurant au tableau 5 montrent une baisse significative de la probabilité d'effectuer le passage (de l'emploi au non-emploi ou inversement) à mesure que s'allonge la durée de la situation observée. La probabilité d'effectuer le passage après trois années passées en une certaine situation ne représente que le tiers ou la moitié de ce qu'elle était après une période d'une année seulement.

Aussi, pour les hommes comme pour les femmes, plus longtemps on a été employé (ou non employé), moins élevé est le degré de probabilité d'effectuer le passage.

TABLEAU 5 : Probabilité estimée du passage en fonction de la durée de la situation
(Estimations basées sur une régression logistique)

Type de transition et groupe hypothétique de population	Durée de la situation (en années)						
	1	2	3	4	5	10	20
Probabilité de quitter un emploi Supposant une période d'emploi de X ans* PR (E à NE | en E durant X ans)							
Hommes 20 à 39 ans d'âge	.04	.03	.02	.01	0	-	-
40 à 50 ans d'âge	.04	.03	.02	.01	.01	0	0
Femmes 20 à 39 ans d'âge	.20	.15	.10	.05	.03	.01	-
40 à 50 ans d'âge	.07	.06	.04	.03	.02	.01	0
Probabilité de reprendre un emploi Supposant une période de non-emploi de X ans* PR (E à NE | en NE durant X ans)							
Hommes 20 à 39 ans d'âge	.25	.16	.07	.03	.01	-	-
40 à 50 ans d'âge	.21	.10	.03	.01	.00	0	0
Femmes 20 à 39 ans d'âge	.19	.12	.06	.02	.01	-	-
40 à 50 ans d'âge	.17	.12	.07	.03	.01	-	-

* Ce groupe logarithmique présente deux autres caractéristiques : ses membres ne sont pas mariés, n'ont pas d'enfant, n'ont pas connu d'union conjugale brisée et ont terminé leurs études secondaires

Le résultat ainsi obtenu va peut-être à l'encontre de ce que l'intuition nous porterait à croire en ce qui concerne de nombreuses femmes qui arrêtent de travailler en vue d'élever leurs enfants. On a souvent dit que les femmes quittent leur emploi pour élever leurs enfants, restent en situation de chômage pendant un certain nombre d'années puis retournent ensuite sur le marché du travail. Par conséquent, on s'attendrait à observer un degré élevé de probabilité en ce qui concerne le passage du non-emploi à l'emploi (rentrée sur le marché du travail) après quelques années, plutôt qu'après 1 ou 2 ans.

TABLEAU 6. Durée d'Iterruption d'Emploi des Femmes

	Proportion des femmes reprenant un emploi							Nombre total
	1 an	2 ans	3 ans	4 ans	5 ans	6-9 ans	10 ans + et jamais repris un emploi	
Interruptions ayant commencé entre 1973 et 1983								
Toutes interruptions*	20%	19%	7%	5%	5%	8%	34%	1 million
Pour motif de grossesse ou de soins à un enfant	14%	18%	7%	6%	7%	10%	35%	0.4 mil.
Autres motifs	24%	19%	7%	5%	4%	7%	33%	0.6 mil.
Interruptions ayant commencé entre 1960 et 1969								
Toutes interruptions*	16%	11%	6%	5%	5%	13%	43%	1.0 mil.
Pour motif de grossesse ou de soins à un enfant	14%	11%	7%	5%	6%	18%	40%	0.5 mil.
Autres motifs	18%	12%	5%	5%	5%	8%	47%	0.5 mil.

* D'une durée d'un ans ou plus. On n'a pas retenu dans l'échantillon les interruptions de moins d'une année.

Source: Enquête sur la famille.

Cependant, les données de l'Enquête sur la famille indiquent que plus de femmes rentrent sur le marché de l'emploi à la suite de la première année de cessation d'emploi qu'à aucun autre moment. De plus, à mesure que le temps passe, la proportion de celles qui rentrent sur le marché de l'emploi décline (Tableau 6). Cela est vrai des interruptions qui ont commencé durant les années 60 ainsi que de celles qui ont commencé dans les années 70. Il en va de même en ce qui concerne les femmes qui ont cessé de travailler pour des motifs liés à la grossesse, pour se consacrer aux soins des enfants ainsi que pour d'autres raisons.

Par conséquent, non seulement il existe, d'une année à l'autre, un degré élevé de continuité dans la situation d'emploi des femmes et des hommes, mais cette continuité se renforce (la probabilité de se maintenir dans une situation donnée) à mesure que se prolonge une situation.

État civil

Les différences de comportement en matière d'emploi entre les femmes mariées et celles qui ne le sont pas, sont bien connues depuis longtemps. Des études antérieures (Nakamura et Nakamura, 1985) qui ont mis en relief les modifications survenues dans le comportement des individus sur le marché du travail par suite des changements dans leur état civil, indiquent que ces différences sont dues probablement à l'évolution des besoins financiers et aux attentes relatives aux revenus provenant des maris plutôt qu'à un ensemble quelconque de préférences fixes et immuables dans le temps, qui existeraient chez les femmes qui sont, au moment de leur mariage, orientées vers le foyer plutôt que vers le marché du travail. Les différences relevées dans des études antérieures se retrouvent dans les données de l'Enquête sur la famille. Dans la régression logistique, ces différences se reflètent dans un degré de probabilité plus élevé pour les femmes non mariées qui entrent pour la première fois ou retournent sur le marché du travail, et dans un degré de probabilité plus faible d'interruption de l'emploi pour elles. Ces différences quant aux probabilités de passage se manifestent dans les coefficients de régression logistique et dans les probabilités estimées pour les groupes hypothétiques choisis et qui figurent dans le tableau 7.

Selon les probabilités estimées, les femmes mariées sont de 1,5 à 2 fois plus susceptibles de quitter leurs emplois et moins susceptibles de rentrer sur le marché du travail que les femmes non mariées présentant les mêmes caractéristiques (âge, nombre et âge des enfants, éducation, durée de la situation d'emploi ou de non-emploi). Les femmes non mariées sont de 1,1 à 1,5 fois plus susceptibles d'entrer pour la première fois sur le marché du travail à un âge déterminé que les femmes mariées ayant un niveau identique d'éducation.

TABLEAU 7 : Probabilité estimée d'opérer un passage (selon l'état civil)
(Estimations basées sur un modèle de régression logistique)

Type de passage et groupe hypothétique de population	Femme		Homme	
	Mariée	Non Mariée	Marié	Non Marié
Probabilité d'occuper un emploi pour la première fois				
Supposant que la personne n'a jamais travaillé et a quitté l'école dotée d'un niveau d'éducation déterminé				
Population hypothétique				
Études primaires ou quelques années d'études secondaires/18 ans*	.19	.21	.41	.29
Diplôme de fin d'études secondaires/18 ans*	.24	.35	.34	.34
Diplôme d'études post-secondaires/24 ans*	.41	.46	.45	.37
Probabilité de cessation d'emploi				
Supposant une période d'emploi de 2 ans, c'est-à-dire PR (E à NE | en E durant 2 ans)				
15-19 ans d'âge**	.13	.07	.04	.05
25-39 ans d'âge**	.15	.09	.03	.04
40-50 ans d'âge	.06	.04	.03	.04
Probabilité de reprendre un emploi				
Supposant une période de non-emploi de 2 ans, c'est-à-dire PR (NE à E | en NE durant 2 ans)				
15-19 ans d'âge**	.09	.25	.33	.33
25-39 ans d'âge**	.12	.19	.17	.17
40-50 ans d'âge	.12	.15	.10	.06

* Supposant que les femmes n'ont pas d'enfant

** Les autres caractéristiques attribuées à ce groupe hypothétique sont les suivantes : pas d'enfant et pas d'union conjugale brisée (pour les femmes), diplômes de fin d'études secondaires et 2 années passées dans une certaine situation avant d'en sortir. Si d'autres caractéristiques avaient été choisies, les valeurs absolues des probabilités auraient été différentes, mais les valeurs relatives pour les personnes mariées et non mariées seraient restées à peu près les mêmes.

En ce qui concerne les hommes, c'est le contraire qui a été observé, bien que l'effet de l'état civil semble être moins important[6]. Les probabilités pour les hommes mariés d'entrer pour la première fois sur le marché du travail représentent de 1,0 à 1,4 fois les probabilités en ce qui concerne les hommes non mariés. Les probabilités d'abandon et de retour sur le marché du travail sont pratiquement identiques et ne diffèrent que légèrement en ce qui concerne, d'une part les hommes mariés et, d'autre part, les hommes non mariés. Aussi, l'effet de l'état civil ne semble revêtir une certaine importance que dans les équations de première entrée des hommes sur le marché du travail; l'effet de l'état civil se fait beaucoup moins sentir dans le cas des hommes que dans celui des femmes.

Éducation

Le nombre d'années de scolarité constitue une des variables les plus importantes dans la détermination du niveau des salaires[7]. Dans le cadre du présent projet, on s'attendrait à ce que, toutes choses étant égales par ailleurs, des niveaux d'éducation plus élevés fassent augmenter la probabilité d'entrer ou de rentrer sur le marché du travail et diminuer la probabilité de retrait. Il y a plusieurs raisons pour lesquelles on s'attendrait à observer une telle relation. Par exemple, la variable "éducation" peut servir dans une certaine mesure de variable auxiliaire pour exprimer les préférences fondamentales des individus pour le marché du travail plutôt que pour le foyer. Ceux qui sont attirés vers le marché du travail peuvent rechercher un niveau d'éducation plus élevé, en pensant que cela les aide à faire carrière. Ce sont également ces personnes qui sont les plus susceptibles de chercher des emplois. Par conséquent, une forte probabilité d'être employé serait associée

---

[6] Nous rappelons au lecteur que le terme "employé" utilisé dans la présente étude signifie "employé pendant toute l'année". La durée de l'emploi pendant l'année n'est pas prise en compte. Par conséquent, les résultats de la régression sous-estiment vraisemblablement la différence entre le travail des femmes mariées et celui des femmes non mariées qui est offert au cours d'une période quelconque, puisqu'il est probable que les femmes mariées travaillent moins au cours d'une année donnée (par exemple elles ont un emploi à temps partiel) que les femmes mariées.

[7] Voir par exemple Smith (éd., 1980, Heckman (1974), Nakamura et Nakamura (1981, 1983).

avec un niveau d'éducation plus élevé. Deuxièmement, nul n'ignore qu'une fois qu'ils ont un emploi, les hommes ou femmes ayant des niveaux d'éducation plus élevés se replacent plus rapidement que leurs homologues moins bien formés. Aussi, dans la mesure où les périodes de non-emploi observées ici sont des périodes de chômage involontaire, on s'attendrait à ce que la probabilité de retour sur le marché du travail soit plus élevée (pour n'importe quelle année choisie) pour les personnes les mieux formées. De même, la capacité de percevoir un salaire plus élevé aurait tendance à accroître la probabilité d'entrer sur le marché du travail et de réduire la probabilité d'en sortir pour les personnes ayant le niveau d'éducation le plus élevé; les coûts du renoncement au travail sont plus élevés pour ces personnes que pour celles qui sont moins bien formées.

Les estimations de coefficient pour les variables d'éducation figurent dans les tableaux 1 à 4. Comme prévu, plus son niveau d'éducation est élevé, moins un homme ou une femme aura tendance à quitter un emploi et plus ils auront tendance à retourner sur le marché du travail, compte tenu d'autres facteurs (état civil, nombre et âge des enfants, durée de la situation d'emploi ou de non-emploi). Les probabilités calculées pour une population hypothétique et qui figurent dans le tableau 6 montrent que les hommes et les femmes qui n'ont fréquenté que l'école primaire dans le groupe d'âge de 20 à 39 ans sont 1,5 fois plus susceptibles de quitter un emploi et sont moins susceptibles - de moitié - de retourner sur le marché du travail que leurs homologues ayant reçu une formation post-secondaire. Il faut remarquer cependant que toutes les probabilités de passage d'une situation d'emploi à une situation de non-emploi sont tout à fait faibles pour les hommes, de telle façon que dans l'absolu, la variable "éducation" n'exerce qu'un faible effet réel sur la probabilité de passage des hommes, même si les coefficients de régression semblent importants dans certains cas. On peut en conclure que l'effet de l'éducation est moins important pour les femmes que pour les hommes. Cela peut s'expliquer par le fait que dans la plupart des cas, si un homme ne travaille pas c'est qu'il est en chômage et que, d'autre part, des niveaux d'éducation plus élevés sont associés avec des périodes plus brèves de chômage. Pour les femmes, les périodes de non-emploi peuvent s'expliquer aussi bien par les tâches familiales, que par le chômage.

TABLEAU 8 : Probabilité estimée d'opérer un passage, selon la formation scolaire
(Estimations basées sur des régressions logistiques)

Type de transition et groupe hypothétique de population	Études: Primaires	Secondaires non terminées	Secondaires terminées	Post-secondaires
Probabilité de quitter un emploi Supposant une période d'emploi de 2 ans** PR (E à NE | en E durant 2 ans)				
Hommes 20 à 39 ans d'âge	.03	.04	.03	.02
40 à 50 ans d'âge	.03	.02	.03	.02
Femmes 20 à 39 ans d'âge	.19	.20	.15	.14
40 à 50 ans d'âge	.08	.07	.06	.05
Probabilité de reprendre un emploi Supposant une période de non-emploi de 2 ans ** PR (E à NE | en NE durant 2 ans)				
Hommes 20 à 39 ans d'âge	.12	.16	.16	.31
40 à 50 ans d'âge	.09	.04	.10	.14
Femmes 20 à 39 ans d'âge	.07	.10	.12	.17
40 à 50 ans d'âge	.05	.07	.12	.12

* Autres caractéristiques : les membres de ce groupe ne sont pas mariés et n'ont pas d'enfant.

** Autres caractéristiques : les membres de ce groupe sont mariés, n'ont pas d'enfant, n'ont pas connu d'union conjugale brisée et ont terminé leurs études secondaires.

TABLEAU 9 : Probabilité estimée d'opérer un passage, selon le nombre d'enfants (Femmes seulement) et l'âge des enfants (Estimations basées sur un modèle de régression logistique)

Type de passage et groupe hypothétique de population	Femmes ayant des enfants de 0 à 5 ans		Femmes dont les enfants ont plus de 6 ans et femmes n'ayant aucun enfant	
Probabilité d'occuper un emploi pour la première fois				
Supposant qu'elle n'a jamais travaillé et a quitté l'école dotée d'un niveau d'éducation déterminé				
Études primaires et quelques années d'études secondaires/18 ans d'âge	.10		.19	
Diplôme de fin d'études secondaires/ 18 ans d'âge	.12		.24	
Diplôme d'études post-secondaires/ 24 ans d'âge	.19		.40	
	Enfant de moins d'1 an	Enfant de 1 à 5 ans d'âge	Enfant de 6 à 16 ans d'âge	Aucun enfant de moins de 17 ans d'âge
Probabilité de quitter l'emploi				
Supposant une période d'emploi de 2 ans*				
PR (E à NE | en E durant 2 ans)				
De 15 à 19 ans d'âge	.17	.17	.13	.13
De 20 à 39 ans d'âge	.23	.09	.07	.15
Probabilité de reprendre un emploi				
Supposant une période de non-emploi de 2 ans*				
PR (NE à E | en NE durant 2 ans)				
De 15 à 19 ans d'âge	.13	.13	.09	.09
De 20 à 39 ans d'âge	.07	.13	.08	.12

* Ce groupe présente d'autres caractéristiques : ses membres sont mariés, ont terminé leurs études secondaires et n'ont pas connu d'union conjugale brisée.

(1) La probabilité que des femmes ayant des enfants d'âge pré-scolaire (âgé de moins de 6 ans) prennent un emploi pour la première fois au cours d'une année quelconque correspond à la moitié de la probabilité selon laquelle les femmes ayant des enfants plus âgés ou n'ayant pas d'enfant du tout commencent à travailler (sous réserve des variables relatives à l'âge et à l'état civil).

(2) Les femmes ayant des enfants nouveau-nés sont plus susceptibles de quitter leur emploi que celles qui n'ont pas d'enfant (le facteur varie entre 1,4 et 2), mais celles dont les enfants sont âgés de 1 à 16 ans seront moins susceptibles (la probabilité est de ,05) de quitter leur emploi (une fois qu'elles en ont un) que les femmes n'ayant pas d'enfant (toutes choses étant égales par ailleurs en ce qui concerne l'état civil, la durée de l'emploi et la formation scolaire).

(3) Le tableau des probabilités de retour sur le marché du travail correspond à une image inversée du tableau des probabilités d'abandon d'un emploi. Les femmes ayant des enfants nouveau-nés sont moins susceptibles de réintégrer le marché du travail que les femmes n'ayant pas d'enfant et la plupart des femmes (âgées de 20 à 39 ans) ayant des enfants âgés de 1 à 16 ans ont une probabilité légèrement plus forte de reprendre de l'emploi (1,2) que les femmes n'ayant pas d'enfant.

Ces constatations appellent quelques commentaires. On doit se rappeler que les données utilisées aux fins de la présente étude ne retiennent que les périodes de non-emploi d'une année ou plus. Des périodes plus brèves de non-emploi ne sont pas prises en considération pour l'établissement de ces données et, en fait, de nombreuses mères retournent au travail quelques mois après avoir mis un enfant au monde. Par conséquent, ce que l'on observe ici est un changement important dans la situation en matière d'emploi. Deuxièmement, il est extrêmement important de remarquer que les femmes ayant des enfants (en dehors des nouveau-nés) et qui ont choisi de travailler seront encore moins susceptibles de quitter leur emploi que les femmes n'ayant pas d'enfant. Les besoins financiers des intéressées peuvent expliquer ce comportement. Les

femmes qui ont des enfants et qui travaillent sont souvent mues par des motifs d'ordre financier. En l'absence de telles pressions, et en raison même de leurs enfants, elles seraient plus portées à rester à la maison que les femmes n'ayant pas d'enfant. Par conséquent, une fois employées, ces femmes peuvent éprouver un besoin plus fort de garder leur emploi que les autres femmes. Mais ceci ne constitue qu'une spéculation que les présentes données n'étayent pas. Il y a d'autres possibilités. Aucune distinction n'est faite entre l'emploi à temps partiel et l'emploi à plein temps et il est vraisemblable que l'emploi à temps partiel joue un rôle plus important en ce qui concerne les femmes ayant des enfants que dans le cas de celles qui n'en ont pas. Les probabilités d'entrée sur le marché du travail et d'en sortir peuvent être différentes en ce qui concerne l'emploi à temps partiel et l'emploi à plein temps et c'est peut-être cette différence qui se fait sentir ici. On devrait considérer cela comme un résultat préliminaire en attendant que d'autres preuves viennent l'étayer.

Le ratio de la population employée

Le ratio de la population employée (RPE) est simplement le ratio du nombre de personnes employées dans un groupe démographique déterminé par rapport à la population du même groupe[8]. On tient compte de cette variable, que l'on exprime sous la forme $(EPR_t/EPR_{t-1}) - 1$, parce que, dans le modèle de simulation pour la retraite en vue duquel ces modèles partiels ont été élaborés, il est souhaitable que l'on soit en mesure de simuler divers scénarios en matière de retraite, en fonction d'hypothèses différentes relatives au ratio emploi/population, particulièrement quant aux femmes. À cette fin, on doit s'arranger pour que les probabilités de passage varient avec des changements supposés dans les ratios emploi/population, de telle façon qu'en fait la simulation permette d'obtenir les niveaux d'emploi désirés. On peut arriver à ce résultat soit en introduisant le ratio emploi/population dans le modèle (comme on essaie de le faire

---

8 Dans cette étude, le rapport emploi/population ne correspond pas conceptuellement à celui qui est utilisé dans l'Enquête sur la population active, puisque "emploi" ici renvoie à la notion d'emploi occupé pendant n'importe quelle période de l'année. Dans les ratios de l'EPA, on tient compte de l'emploi occupé pendant l'année.

ici) soit en ajustant progressivement les probabilités de passage jusqu'à ce qu'on obtienne le ratio emploi/population que l'on souhaite.

Pour la période décennale allant de 1974 à 1983 inclusivement, on a assigné dans le modèle des valeurs différentes de ratios emploi/population à quatre groupes d'hommes déterminés en fonction de l'âge et à huit groupes de femmes déterminés en fonction de l'âge et du nombre d'enfants. Les coefficients du modèle figurent dans les tableaux 1 à 4. Tous les signes correspondent aux prévisions; lorsque le ratio emploi/population augmente, les probabilités de passage d'une situation de non-emploi à une situation d'emploi augmentent et les probabilités de passage dans le sens contraire diminuent. La proposition inverse se vérifie lorsque le ratio emploi/population baisse. Cependant, les coefficients sont d'une telle taille que l'inclusion du ratio emploi/population dans le modèle ne permet pas de suivre de façon satisfaisante l'évolution de la probabilité des passages ni de supposer qu'il y a des modifications extérieures. Par conséquent, on n'utilisera pas cette variable dans le modèle à cette fin.

Comparaison des profils d'emploi observés et des profils d'emploi simulés

Une comparaison est effectuée entre des profils d'emploi observés et des profils d'emploi simulés, de façon à déterminer la pertinence des probabilités de passage calculées en fonction du modèle. Une méthode de Monte Carlo est utilisée en vue de dégager un profil d'emploi pour la durée de la vie d'une population hypothétique de 2 000 éléments. On dégage le profil d'emploi en un certain nombre d'étapes pour les hommes et les femmes, en considérant comme personnes employées celles qui ont travaillé à un moment quelconque de l'année considérée. Tous les individus entrent à l'âge de 15 ans dans le groupe des non employés (NE) et, chaque année, restent dans cette catégorie ou prennent un emploi pour la première fois. À cette fin, on estime la probabilité d'emploi en utilisant l'équation de "probabilité de premier emploi" et une méthode de tirage au sort du type Monte Carlo. Une fois que la personne considérée est employée (E), la probabilité qu'elle sorte de cette situation est déterminée au moyen de l'équation "de probabilité de

passage E à NE"[9] et une méthode du type Monte Carlo sert à déterminer si l'individu considéré effectue réellement le passage. De même, dans une situation de non-emploi, une équation "de probabilité de passage NE à E" sert à déterminer la probabilité de passage et la méthode de Monte Carlo permet de déterminer le moment auquel des individus passent de NE à E. De cette façon, on simule l'emploi pour la durée de la vie en fonction de l'équation des probabilités de passage et d'une méthode dite de Monte Carlo. Les renseignements sur l'état civil, l'âge, la formation scolaire et l'âge et le nombre des enfants nécessaires en vue d'estimer les probabilités de passage pour sa population hypothétique sont obtenus pour chacun des cas à partir des modèles partiels antérieurs qui constituent le modèle global LIPPS.

À partir de la population hypothétique, on a choisi dix segments annuels du profil d'emploi pour la durée de la vie en vue de les comparer à dix segments annuels réels (de 1974 à 1983) dans l'Enquête sur la famille qui a servi à estimer les modèles de passage. Puis, on calcule un certain nombre de statistiques pour quatre groupes d'âge et de sexe aux fins de comparer les profils dans la population hypothétique et dans la population réelle. Les résultats obtenus figurent dans le tableau 10.

Dans l'ensemble, il semble que les simulations reproduisent de façon assez fidèle les données observées. La seule exception concerne les femmes

---

9 Dans ce test, on supposait que le ratio emploi/population demeurait constant (c'est-à-dire que la variable dans les équations prenait la valeur nulle).

relativement plus âgées pour lesquelles les modèles de simulation semblent produire des périodes d'emploi trop nombreuses et, dans l'ensemble, trop d'emplois[10].

---

[10] Ce test en particulier peut ne pas être tout à fait approprié, parce que le modèle est estimé à l'aide de données recueillies pour une période (1974 à 1983) et ensuite utilisé pour générer des périodes d'emploi qui sont comparées aux "périodes observées" influencées par les événements de la période allant, par exemple, de 1950 à 1983. Cela est particulièrement vrai lorsqu'on compare les périodes d'emploi pour les populations plus âgées. Dans le modèle, l'emploi d'un individu lorsqu'il avance en âge est influencé par ses antécédents en matière d'emploi, de l'époque où il était jeune, parce qu'il s'agit essentiellement d'un modèle de flux. Pour les individus du groupe d'âge de 37 à 55 ans, le profil d'emploi "observé" pendant leur jeunesse reflétait les relations qui se manifestaient clairement durant, par exemple, la période 1945-1965. Mais, en ce qui concerne les valeurs générées par le modèle, le profil attribué à ce groupe pour l'époque de sa jeunesse reflète les relations de la période 1974-83 qui, elles, étaient bien différentes. Aussi, les révisions du modèle peuvent sur-estimer l'emploi chez les individus relativement âgés (tel est bien le cas), principalement parce qu'il sur-estime le niveau d'emploi qui était le leur à l'époque de leur jeunesse et que cela influe sur le profil d'emploi des groupes d'âge plus avancé. Pour appliquer un meilleur test, on pourrait partir des profils d'emploi "observés" des individus âgés de 37 ans, puis se servir du modèle pour prévoir leur profil d'emploi à partir de cet âge, au lieu d'utiliser, comme point de départ, les profils d'emploi "prévus" des individus âgés de 37 ans.

TABLEAU 10 : Comparaison des périodes d'emploi réelles et simulées, selon le groupe d'âge et le sexe

Test statistique		HOMMES		FEMMES	
		Âge au début de la période de 10 ans		Âge au début de la période de 10 ans	
		18-36	37-55	18-36	37-55
Durant la période de 10 ans					
Nombre moyen d'années d'emploi	- enregistré	8.8	8.9	4.7	3.6
	- simulé	8.4	7.9	5.4	5.7
Nombre de passages de NE à E par groupe de 100 personnes	- enregistré	27	2	44	12
	- simulé	24	4	42	14
Nombre de passages de E à NE pour 100 personnes	- enregistré	9	17	29	16
	- simulé	15	15	33	24
Durée moyenne des périodes d'emploi	- enregistré	8.7	9.4	6.1	7.8
	- simulé	8.6	9.1	6.5	7.9
Durée moyenne des périodes de non-emploi	- enregistré	4.2	4.7	6.4	8.3
	- simulé	4.4	6.7	5.8	7.0
Nombre moyen de périodes d'emploi par groupe de 100 personnes	- enregistré	105	96	84	48
	- simulé	101	87	91	75

On a comparé le profil observé de l'emploi, pour la période de 1974 à 1983, de 500 cas choisis au hasard dans chacun des 4 groupes d'âge et de sexe (échantillon total de 2 000) avec un nombre égal d'observations choisies au hasard dans la population simulée. On a choisi, aux fins de comparaison avec les données de l'Enquête sur la famille pour 1974-1983, dix segments annuels des antécédents simulés en matière d'emploi pour la durée de la vie.

CONCLUSIONS

La présente étude a porté essentiellement sur les mouvements d'entrée sur le marché du travail et de sortie de ce marché entre 1974 et 1983. Comme prévu, une plus grande proportion de femmes que d'hommes n'ont occupé aucun emploi durant cette période et les femmes qui ont travaillé effectivement sont entrées plus souvent sur ce marché - et en sont sorties aussi. On peut dire qu'environ 17 pour cent des femmes relativement jeunes (âgées de 18 à 36 ans) au début de la période et 44 pour cent des femmes plus âgées (âgées de 37 à 55 ans) n'ont été employées à aucun moment pendant les dix années, comparativement à 2 pour cent des hommes dans les deux groupes d'âge. Par ailleurs, les femmes qui ont effectivement travaillé étaient plus susceptibles d'arrêter de travailler; les trois quarts des hommes environ ont travaillé de manière continue pendant la période décennale, comparativement à un tiers des femmes seulement. Mais, il ne semble pas qu'il y ait eu une succession rapide de périodes d'emploi et de non-emploi chez les femmes. Même parmi celles qui sont relativement jeunes, à propos desquelles on pourrait s'attendre à des passages répétés entre l'emploi et le non-emploi, seulement 16 pour cent environ ont connu deux ou plusieurs périodes d'emploi pendant ces dix années, comparativement à 8 pour cent des hommes relativement jeunes. Aussi, si les femmes ont effectué des passages plus nombreux (approximativement deux fois plus nombreux que dans le cas des hommes), il ne s'agit pas en réalité d'une succession rapide d'entrées et de sorties. Dans la présente étude, les structures d'emploi se reflètent en règle générale dans des probabilités plus élevées de suspension d'emploi et des probabilités plus faibles de première entrée ou de rentrée des femmes qu'en ce qui concerne les hommes, bien que la réalité varie en fonction des caractéristiques individuelles.

L'état civil, la formation scolaire, la situation d'emploi ou de non-emploi connus l'année antérieure, le nombre d'années d'emploi (ou de non-emploi) et la présence d'un nouveau-né sont autant de facteurs qui influencent de manière significative les probabilités d'entrée des femmes sur le marché de l'emploi ou de cessation d'emploi. Si l'on tient compte de la situation d'emploi actuelle, la présence des enfants (exception faite des

nouveau-nés) n'influe pas de manière déterminante sur la probabilité de passage d'une situation à une autre. Tout au plus, la présence d'enfants a eu pour effet de réduire la probabilité de cessation d'emploi au cours d'une année quelconque.

Implications en ce qui concerne les sources de données

La solution idéale serait que l'on puisse disposer de données longitudinales en vue d'estimer les paramètres du modèle et d'étudier l'offre de main-d'oeuvre féminine. Il n'est guère probable que cela s'avère possible dans le proche avenir au Canada. Cependant, si l'échantillon était assez grand (par exemple une enquête qui viendrait compléter celle sur la population active), une enquête transversale avec des données de rappel pour l'année antérieure suffirait dans la plupart des cas. La principale faille dans les données de l'Enquête sur la famille réside dans l'absence de données relatives aux salaires et aux revenus et de renseignements plus détaillés sur les heures de travail ou de données permettant de distinguer le travail à temps partiel et le travail à plein temps. Selon Nakamura et Nakamura (1985), lorsque le modèle tient compte de la situation actuelle en matière d'emploi (comme c'est le cas ici), le revenu des conjoints, les autres revenus familiaux et les salaires de l'année antérieure semblent n'exercer qu'une faible influence sur les probabilités de passage. Par conséquent, on ne commet pas une grave omission si on exclut ces variables du modèle évoqué ici. Cependant, on aurait étudié de plus près le rapport existant entre les structures de revenu et les structures d'emploi. On a également constaté ici que la durée de la période d'emploi ou de non-emploi est une variable très importante. Si, comme suggéré ici, on obtient compte de la variable "expérience" en prenant en considération le nombre d'années d'emploi ou de non-emploi, on atteindrait le but visé grâce au rappel des données à partir d'une enquête transversale. Une telle enquête permettrait de recueillir des renseignements sur les variables familiales et démographiques, les variables de revenu et d'emploi pour l'année en cours, ainsi que des renseignements sur les changements de ces variables entre l'année antérieure et l'année actuelle, et la durée de la situation d'emploi enregistrée pendant l'année antérieure.

Il faudrait remarquer cependant qu'une enquête longitudinale d'envergure générale pour la force du travail serait le meilleur instrument, car elle permettrait non seulement d'obtenir des données plus fiables sur l'offre de main-d'oeuvre des femmes, mais aussi de nombreuses autres informations.

BIBLIOGRAPHIE

Allison, Paul D., Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories, in Sociological Methodology, S. Leinhadt (ed.), 1982.

Amemiya, T., Qualitative Response Models: A Survey, Journal of Economic Literature, Vol. XIX, December 1981, pg. 1483-1536.

Becker, G.S., Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, National Bureau of Economic Research, New York: Columbia University Press, 1954.

Becker, G.S., A Theory of the Allocation of Time, The Economic Journal, 75:299, September 1965, 493-517.

Boothby, Daniel, The Continuity of Married Women's Labour Force Participation in Canada, Canadian Journal of Economics, XVII, No. 3, August 1984.

Bowen, W.G. and Finnegan, T.A., The Economics of Labour Force Participation, Princeton N.J., Princeton University Press, 1969.

Cain, G.C., Married Women in the Labour Force, University of Chicago Press, 1966.

Goldberger, A.S., "Linear Regression after Selection", Journal of Econometrics, 1981, 357-366.

Groneau, R., Wage Comparisons - A Selectivity Bias, Journal of Political Economy, 82, 1974, 1119-1143.

Hanoch, G., A Multivariate Model of Labour Supply, Methodology and Estimating in Female Labour Supply, Smith (Ed.0, 1980.

Hasan, A. and de Broucker, P., Unemployment and Non-Participatin in Canadian Labour Markets, Economic Council of Canada, Ottawa, 1985.

Heckman, J.J., A Partial Survey of Recent Research on the Labour Supply of Women, American Economic Review, 1978, 200-207.

Heckman, J.J., The Sample Selection Bias as a Specification Error with an Application to the Estimation of Labour Supply Functions, in J.P. Smith (Ed.) Female Labour Supply: Theory and Estimates, Princeton University Press, 1980, 206-248.

Heckman, J.J., The Common Structure of Statistical Models of Transition, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimation for Such Models, Journal of Economic and Social Measurement, 1976, 200-207.

Jackson, B.B., Multivariate Data Analysis, Richard D. Irwin, Homewood Illinois, 1983.

Mincer, Jacob, "Labour Force Participation of Married Women", in Aspects of Labour Economics, H.G. Lewis (Ed.), National Bureau of Economic Research, Princeton, N.J., Princeton University Press, 1962, 63-105.

Nakamura, A. and Nakamura M., The Second Paycheck, Academic Press Inc., 1985.

Nakamura, A. and Nakamura, M., "Part-Time and Full-Time Work Behaviour of Married Women: A Model with Douby Truncated Dependent Variable", Canadian Journal of Economics, 1983, 229-257.

Schultz, T.P., "The Influence of Fertility on Labour Supply of Married Women: Simultaneous Equations Estimates", Research in Labour Economics, 1978, 273-351.

Schultz, T.P., Estimating Labour Supply Functions for Married Women, in J.P. Smith (Ed.), Female Labour Supply: Theory and Estimation, Princeton University, 1980, 25-89.

Smith, J.P. (Ed.), Female Labour Supply, Princeton University Press, 1980.

Stopher, P.R. and Meyburg, A.H., Survey Sampling and Multivariate Analysis for Social Scientists and Engineers, Lexington Books, 1979.

Wolfson, M., DEMOGEN and the Impact of Divorce on Family Life Histories, paper presented in "Family in Crisis" seminar, University of Ottawa, November 1986.

DIRECTION DES ÉTUDES ANALYTIQUES
DOCUMENTS DE RECHERCHE

N°

1. *Réaction comportementale dans le contexte d'une simulation micro-analytique socio-économique,* ***Lars osberg***

2. *Chômage et formation,* ***Garnett Picot***

3. *Des pensions aux personnes au foyer et leur répartition sur la durée du cycle de vie,* ***Michael Wolfson***

4. *La modélisation des profils d'emploi des Canadiens au cours de leur existence,* ***Garnett Picot***

5. *Perte d'un emploi et adaption au marché du travail dans l'économie canadienne,* ***Garnett Picot et Ted Wannell***

6. *Système de statistiques relatives à la santé: proposition d'un nouveau cadre théorique visant l'intégration de données relatives à la santé,* ***Michael C. Wolfson***

7. *Projet-pilote de raccordement micro-cacro pour le secteur des ménages au Canada,* ***Hans J. Adler et Michael C. Wolfson***

8. *Notes sur les groupements de société et l'impôt sur le revenu au Canada,* ***Michael C. Wolfson***

9. *L'expansion de la classe moyenne: données canadiennes sur le débat sur la déqualification,* ***John Myles***

10. *La montée des conglomérats,* ***Jorge Niosi***

11. *Analyse énergétique du commerce extérieur canadien: 1971 et 1976,* ***K.E. Hamilton***

12. *Taux nets et bruts de concentration des terres,* ***Ray D. Bollman et Philip Ehrensaft***

13. *Tables de mortalité en l'absence d'une cause pour le Canada (1921 à 1981): une méthode d'analyse de la transition épidémiologique,* ***Dhruva Nagnur et Michael Nagrodski***

14. *Distribution de la fréquence d'occurence des sous-séquences de nucléotides, d'après leur capacité de chevauchement,* ***Jane F. Gentleman et Ronald C. Mullin***

15. *L'immigration et le caractère ethnolinguistique du Canada et du Quebec,* ***Réjean Lachapelle***

16. *Intégration de la ferme au marché extérieur et travail hors ferme des membres des ménage agricoles,* ***Ray D. Bollman et Pamela Smith***

17. *Les salaires et les emplois au cours des années 1980: évolutin des salaires des jeunes et déclin de la classe moyenne,* ***J. Myles, G. Picot et T. Wannell***

18. *Profil des exploitants agricoles dotés d'un ordinateur,* ***Ray D. Bollman***

19. *Répartitions des risques de mortalité: une analyse de tables de mortalité,* ***Geoff Rowe***

20. *La classification par industrie dans le recensement canadien des manufactures: vérification automatisée à l'aide des données sur les produits,* ***John S. Crysdale***

21. *Consommation, revenus et retraite,* ***A.L. Robb et J.B. Burbridge***

22. *Le renouvellement des emplois dans le secteur manufacturier au Canada,* ***John R. Baldwin et Paul K. Gorecki***

23. *La Dynamique des marchés concurrentiels,* ***John R. Baldwin et Paul K. Gorecki***

    A. *Entrée et sortie d'entreprises dans le secteur manufacturier au Canada*
    B. *Mobilité à l'intérieur des branches d'activité dans le secteur manufacturier au Canada*
    C. *Mesure de l'entrée et de la sortie dans le secteur manufacturier au Canada: méthodologie*
    D. *Effet de la libre concurrence sur la productivité: rôle de la rotation des entreprises et des usines*
    E. *Les fusions et le processur concurrentiel*
    F. *À venir*
    G. *Lews statistiques de concentration comme prédicteurs du degré de concurrence*
    H. *Le rapport entre la mobilité et la concentration dans le secteur manufacturier au Canada*

24. *Améliorations apportées au SAS de l'ordinateur central en vue de faciliter l'analyse exploratoire des données,* ***Richard Johnson et Jane F. Gentleman***

25. *Aspects de l'évolution du marché du travail au Canada: mutations intersectorielles et roulement de la main-d'oeuvre,* ***John R. Baldwin et Paul K. Gorecki***

26. *L'écart persistant: étude de la différence dans les gains des hommes et des femmes qui ont récemment reçu un diplôme d'études postsecondaires,* ***Ted Wannell***

27. *Estimation des pertes de sol sur les terres agricoles à partir des données du recensement de l'agriculture sur les superficies cultivées,* ***Douglas F. Trant***

28. *Les bons et les mauvais emplois et le déclin de la classe moyenne: 1967-1986,* ***Garnett Picot, John Myles, et Ted Wannell***

29. *Données longitudinales sur la carrière relatives à certaines cohortes de fonctinnaires,* ***Garnett Picot et Ted Wannell***

30. *L'incidence des revenus sur la mortalité sur une période de vingt-cinq ans,* ***Michael Wolfson, Geoff Rowe, Jane F. Gentleman et Monica Tomiak***

31. *Réaction des entreprises à l'incertitude des prix: la stabilisation tripartite et l'industrie des bovins dans l'ouest du Canada,* ***Theodore M. Horbulyk***

32. *Méthodes de lissage pour microdonnées longitudinales simulées,* ***Jane F. Gentleman, Dale Robertson et Monica Tomiak***

33. *Tendances des investissements directs canadiens à l'étranger,* ***Paul K. Gorecki***

34. *POHEM - une approche inédite pour l'estimation de l'espérance de vie corrigée en fonction de l'état de santé,* ***Michael C. Wolfson***

35. *Emploi et taille des entreprises au Canada: les petites entreprises offrent-elles des salaires inférieurs?,* ***René Morissette***

36. *Distinguer les caractéristiques des acquisitions étrangères en haute technologie dans le secteur manufacturier canadien,* ***John R. Baldwin et Paul K. Gorecki***

37. *Efficience des branches d'activité et roulement des établissements dans le secteur canadien de la fabrication,* ***John R. Baldwin***

38. *Le vieillissement de la génération du baby boom: effets sur le secteur public du Canada,* ***Brian B. Murphy et Michael C. Wolfson***

39. *Tendances dans la répartition de l'emploi selon la taille des employeurs: données canadiennes récentes,* ***Ted Wannell***

40. *Les petites collectivités du Canada atlantique: structure industrielle et caractéristiques du marchédu travail au début des années 80,* ***Garnett Picot et John Heath***

41. *La répartition des impôts et des transferts fédéraux et provinciaux dans le Canada rural,* ***Brian B. Murphy***

42. *À venir,* ***John Baldwin et Richard Caves***

43. *Recours répétés à l'assurance-chômage,* ***Miles Corak***

44. *POHEM -- Un cadre permettant d'expliquer et de modéliser la santé de populations humaines,* ***Michael C. Wolfson***

45. *Analyse de modèle de l'espérance de vie en santé de la population: une approche fondée sur la microsimulation,* ***Michael C. Wolfson et Kenneth G. Manton***

46. *Revenus de carrière et décès: une analyse longitudinale de la population âgée masculine du Canada,* ***Michael C. wolfson, Geoff Rowe, Jane Gentleman et Monica Tomiak***

Ca 00S

STATISTICS CANADA LIBRARY
BIBLIOTHEQUE STATISTIQUE CANADA
1010173665