

Article

« Estimation des tendances de l'engagement dans les associations volontaires au cours des dernières décennies au Québec et au Canada anglais »

James Curtis, Douglas Baer, Edward Grabb et Thomas Perks

Sociologie et sociétés, vol. 35, n° 1, 2003, p. 115-141.

Pour citer cet article, utiliser l'adresse suivante :

<http://id.erudit.org/iderudit/008513ar>

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

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

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

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : erudit@umontreal.ca



Estimation des tendances de l'engagement dans les associations volontaires au cours des dernières décennies au Québec et au Canada anglais¹

JAMES CURTIS

Department of Sociology
University of Waterloo
200 University Avenue West
Waterloo (Ontario) Canada N2L 3G1
Courriel : curtis@healthy.uwaterloo.ca

DOUGLAS BAER

Department of Sociology
University of Victoria
Victoria (British Columbia) Canada V8W 2Y2
Courriel : baer@uvic.ca

EDWARD GRABB

Department of Sociology
University of Western Ontario
London (Ontario) Canada N6A 5C2
Courriel : grabb@uwo.ca

THOMAS PERKS

Department of Sociology
University of Waterloo
200 University Avenue West
Waterloo (Ontario) Canada N2L 3G1
Courriel : taperks@uwaterloo.ca

Traduction : Suzanne Mineau

LA QUESTION À L'ÉTUDE

DANS DES ANALYSES récentes, Baer et ses collaborateurs (Baer, Curtis et Grabb, 2001; Curtis, Baer et Grabb, 2001) ont démontré que les données d'enquêtes nationales provenant d'échantillons transversaux de Canadiens interrogés au début des années 1980 et des années 1990 ainsi que des données similaires pour les mêmes périodes provenant d'autres pays démocratiques *ne confirment pas* la thèse de Robert Putnam (2000) selon laquelle il y a une baisse de l'engagement dans les associations volontaires aux États-Unis et dans des pays comparables depuis quelques décennies.

1. Nous remercions Statistique Canada qui nous a fourni notre principale source de données sous la forme d'un fichier à grande diffusion, l'Inter-University Consortium for Political and Social Research de l'University of Michigan dont les World Values Surveys ont constitué nos sources de données complémentaires, ainsi que le Conseil de recherches en sciences humaines du Canada qui a financé notre étude. Nous remercions également Terry Stewart qui nous a apporté une aide précieuse pour les analyses.

Il existe peu de sources de séries chronologiques sur l'engagement dans les associations volontaires au Québec et au Canada anglais en dehors de celles qu'ont analysées Baer et ses collaborateurs, et il n'existe pas de données comparables pour de longues périodes. De plus, comme les données utilisées par Baer et ses collaborateurs ne réfèrent qu'à deux moments dans le temps, il est difficile d'en tirer des conclusions exactes sur les tendances dans ce domaine. D'autant plus que les deux moments analysés ne se situent pas pendant la plus grande période de déclin de l'engagement dans les associations volontaires en Amérique du Nord identifiée par Putnam. Ce dernier ne présente aucune donnée provenant directement du Québec et du Canada anglais et se concentre exclusivement sur les États-Unis. Selon lui, c'est entre le début des années 1970 et le milieu des années 1980 qu'a eu lieu le plus fort déclin de l'engagement dans les associations volontaires aux États-Unis, même s'il croit que certaines baisses se sont poursuivies (2000, chap. 3). Les résultats obtenus par Baer et ses collaborateurs s'appliquent à une période postérieure à ce que Putnam considère comme le « désengagement social » d'une forte majorité de citoyens.

C'est pour ces raisons qu'il importe d'obtenir des données sur une période de référence plus longue afin de tester à nouveau la thèse de Putnam, tant au Québec qu'au Canada anglais.

LA THÈSE DU DÉCLIN DE L'ENGAGEMENT DANS LES ASSOCIATIONS VOLONTAIRES

L'idée de Putnam voulant qu'il y ait eu une baisse des interactions étroites entre des personnes d'une même communauté n'est pas nouvelle. En fait, elle a été énoncée nombre de fois au cours du siècle dernier (par exemple, Sennett, 1976; Simmel, [1903] 1950; Stein, 1960; Toennies, [1887] 1940; Wirth, 1938). Parallèlement, à chaque période ayant donné lieu à cette affirmation, on a vu surgir une autre école de pensée qui soutenait que les interactions sociales dans les communautés n'avaient pas réellement décliné, mais qu'elles avaient *changé de forme*. Cet autre groupe de chercheurs en venait à la conclusion qu'au fil des ans, un pourcentage moindre d'activités communautaires se déroulait dans les *groupes primaires* des familles et des quartiers, mais que leur nombre s'accroissait nettement dans les *groupes secondaires* qui englobent les associations volontaires (voir par exemple, Durkheim, [1893] 1967; Riesman, Glaser et Denny, 1950; Smith, 1975; Tocqueville, [1835] 1961). L'idée qui est plutôt nouvelle dans le raisonnement de Putnam (1995a, 1995b, 1996, 2000), c'est qu'aux États-Unis, les activités dans un groupe secondaire important, soit les associations volontaires formelles, ont également beaucoup diminué. Putnam soutient que cette baisse est reliée au déclin général des formes du « capital social » qu'il associe aux « réseaux, normes et liens de confiance [...] qui permettent aux participants d'agir ensemble plus efficacement pour la poursuite de buts communs » (1995b, p. 664-665; voir aussi 1995a, p. 64ff; 2000, chap. 1).

En se basant sur une analyse d'échantillons nationaux d'adultes américains tirés des General Social Surveys (GSS) de 1974 à 1994, Putnam signale une baisse du nombre moyen d'adhésions par personne à des associations au cours de cette période. « Cette chute des adhésions, dit-il, a touché toutes sortes de groupes, à partir des clubs sportifs

et des associations professionnelles jusqu'aux groupes littéraires et aux syndicats. Seuls les groupes ethniques, les clubs de passe-temps et de jardinage et la catégorie générale résiduelle « autres » semblent avoir résisté à ce reflux » (1995b, p. 666 ; 1995a, p. 64-65 ; 2000, chap. 3). Dans les enquêtes GSS, des questions portent sur l'adhésion sur une base annuelle à chacun des groupes énumérés ci-dessus ainsi qu'à neuf autres types de groupes. Putnam se réfère également à d'autres études qui, à son avis, laissent entrevoir au cours des deux décennies des baisses de chacun des phénomènes suivants : la fréquentation de l'église, la présence à des assemblées publiques, la participation électorale, le temps consacré à socialiser avec les voisins et le sentiment de confiance envers la société (1995a, p. 67ff ; 1995b, p. 666ff ; 2000, p. 31ff). Selon lui, ces constatations révèlent une tendance alarmante au « désengagement social ».

Comme bien des chercheurs avant lui, Putnam croit que l'engagement dans les associations volontaires peut jouer un rôle clé dans le renforcement des institutions démocratiques (Putnam, 1993 ; 1995a, p. 73ff ; 1995b, p. 664ff). Bien des associations offrent l'occasion de participer de façon constructive à la vie parapolitique de la communauté et de la nation. Par conséquent, cet engagement facilite, régularise et tempère les changements tout en favorisant l'appui au *statu quo* (Hausknecht, 1962 ; Inglehart, 1977, 1997 ; Janoski, 1998 ; Knoke, 1986 ; Smith, 1975 ; Tocqueville [1835] 1961 ; Verba, Scholzman et Brady, 1995). C'est surtout pour ces raisons que Putnam regrette profondément le supposé déclin des activités associatives (Putnam, 2000, chap. 1, 2 et 22).

Putnam a passé en revue les théories qui expliquent cette tendance apparente au désengagement social, notamment celles-ci : la participation accrue des femmes au monde du travail, le déclin des réseaux des familles élargies, des ponctions accrues dans le temps et le portefeuille des individus, la montée de l'État providence, la popularité grandissante de la télévision (et plus récemment de l'ordinateur personnel) ainsi que les effets générationnels (Putnam, 1995a, p. 74ff ; 1995b, p. 667-674 ; 2000, p. 277ff et chap. 13). Il a rejeté la plupart de ces explications, à l'exception des effets générationnels et de l'influence de la télévision. Dans tous ses écrits, il considère la télévision surtout comme un phénomène qui accapare énormément le temps et l'attention des citoyens, qui monopolise leurs heures de loisir, qui réduit leurs interactions face à face dans les associations bénévoles et qui crée chez eux une image négative des autres (Putnam, 1995a, p. 75-76 ; 1995b, p. 677ff ; 2000, chap. 13, p. 277ff). Putnam laisse entendre que des divertissements comme les jeux vidéo et l'utilisation de l'ordinateur personnel ont sans doute les mêmes effets, surtout chez les jeunes (2000, p. 104-105, chap. 13). Enfin, il juge que les effets générationnels sont puissants, que « la baisse de l'engagement social en Amérique au cours du dernier tiers du siècle est attribuable en grande partie au remplacement d'une génération dotée d'un esprit civique hors du commun par plusieurs générations (les enfants et petits-enfants) qui s'intègrent moins à la vie communautaire » (2000, p. 275). Il attribue cette situation aux grands événements du xx^e siècle, notamment à la Deuxième Guerre mondiale qui a entraîné un plus grand engagement de toute une génération, ainsi qu'à « l'impact conjoint » des effets générationnels et des effets de la télévision (2000, p. 284ff).

INTERPRÉTATIONS DIFFÉRENTES ET INDICATIONS EMPIRIQUES INCOHÉRENTES

L'affirmation de Putnam voulant qu'il y ait eu depuis deux décennies un déclin des adhésions aux associations volontaires s'est mérité plus de critiques que d'appuis dans la littérature. Tout d'abord, en utilisant des méthodes statistiques différentes, deux chercheurs (Paxton, 1999; Rotolo, 1999) ont récemment analysé à nouveau les données des séries chronologiques utilisées par Putnam, et leurs conclusions diffèrent des siennes. Dans son étude, Rotolo contrôle étroitement l'âge et la scolarité tout en recherchant une corrélation curvilinéaire au cours des années à l'aide d'un modèle quadratique. Putnam, au contraire, ne contrôle que trois grandes catégories de scolarité et utilise une équation de régression linéaire. Rotolo (1999, p. 203-204) constate que le nombre moyen d'adhésions à des associations bénévoles décroît de façon considérable au cours des dix premières années (1974-1984), mais s'accroît de façon importante au cours de la dernière moitié de la période de référence (1984-1994). Dans des analyses où la participation se répartit entre 16 types d'associations, Rotolo montre ensuite que les adhésions à la plupart s'accroissent ou demeurent stables lorsqu'on compare le début et la fin de la période. Les seules exceptions sont les groupes d'appartenance religieuse, les syndicats, les sociétés fraternelles et les groupes sportifs, qui affichent tous des baisses (Rotolo, 1999, p. 204-205).

Paxton (1999) a analysé elle aussi les données des GSS pour les mêmes années que Putnam, mais en utilisant une approche à indicateurs multiples dans laquelle la participation communautaire globale est mesurée en combinant les réponses à des questions portant sur les groupes primaires et sur les groupes secondaires. Elle s'appuie sur des réponses aux questions suivantes : temps passé avec des gens du voisinage, temps passé avec des amis à l'extérieur du quartier et nombre total d'adhésions à des associations bénévoles. Paxton ne constate au cours des années aucune baisse de la mesure globale de la participation sociale. Son analyse de chacune des composantes de cette mesure révèle « un changement nul dans les adhésions des individus au cours des années [...] une hausse significative du nombre d'heures [...] avec des amis à l'extérieur du quartier et une baisse du temps passé [...] avec des voisins » (1999, p. 114-116; voir Baumgartner et Walker, 1988).

Paxton n'avance pas de théorie pour expliquer la stabilité de ses résultats et Rotolo n'explique pas non plus la tendance curvilinéaire qu'il a trouvée. Ces deux chercheurs se concentrent plutôt sur la différence entre leurs résultats et ceux de Putnam. Toutefois, leurs conclusions ont une conséquence théorique évidente : les répercussions de la télévision, de l'ordinateur personnel et des effets générationnels ne peuvent pas logiquement agir comme le conçoit Putnam puisque le supposé déclin des activités associatives ne s'est apparemment *pas produit*.

Dans une autre étude des tendances, Baumgartner et Walker (1988) se sont également servi des données des GSS, mais leur étude a été réalisée avant celle de Putnam et englobe les données d'autres enquêtes antérieures aux GSS. Comme leurs travaux sont plus anciens, l'enquête GSS la plus récente qu'ils analysent est celle de 1985. Les deux auteurs comparent 14 sondages nationaux d'Américains effectués entre 1952 et 1985 et dont la conception, la méthode d'échantillonnage et le questionnaire diffèrent. À partir de ces données, Baumgartner et Walker concluent que le pourcentage d'Américains

déclarant adhérer à une association ou plusieurs « affiche une augmentation stable pendant la période, passant d'un minimum de 43 % dans la National Election Study de 1952 à un maximum de 75 % dans la General Social Survey de 1974 [...] Par la suite, ce pourcentage [...] fluctue vers le bas de façon irrégulière, atteignant 66 % en 1980 et 68 % en 1985 » (1988, p. 911-912). Dans 12 des 14 sondages, les chercheurs ont pu mesurer également le nombre moyen d'adhésions à des associations. Ils ont constaté que « le nombre moyen de groupes par répondant s'accroissait constamment, allant de 0,77 en 1952 à un maximum de 1,94 en 1974, puis amorçait une baisse irrégulière, atteignant un minimum de 1,58 en 1980 et de 1,75 seulement en 1984 » (1988, p. 912).

Baer, Curtis et Grabb (2001) sont les seuls chercheurs qui ont produit des analyses systématiques des tendances au Canada. À l'aide des données du début des années 1980 et 1990 provenant de la World Values Survey (wvs), ils ont analysé les adhésions à la fois nominales et actives à des associations au Canada, aux États-Unis et dans 13 autres pays. Ils ont effectué des comparaisons dans le temps en incluant ou en excluant les adhésions syndicales et religieuses, avant et après avoir contrôlé les variables appropriées. Leurs résultats ne confirment nullement une baisse des activités associatives, que ce soit au Canada, aux États-Unis ou dans un autre pays. Avec ou sans variables de contrôle, les États-Unis, l'Allemagne de l'Ouest et les Pays-Bas affichent des hausses importantes des adhésions actives. Au Canada, il y a un certain déclin des adhésions nominales, mais les adhésions actives demeurent stables, surtout lorsque la participation à des associations religieuses est exclue. Les adhésions syndicales actives se révèlent stables. Ces recherches comparent des États-nations et des types de nation ; le Québec et le Canada anglais ne font pas l'objet d'analyses distinctes.

En ce qui concerne les recherches centrées uniquement sur le Canada, Hall et ses collaborateurs (1998) ont effectué des comparaisons sur une brève période entre des données provenant de l'Enquête nationale sur le don, le bénévolat et la participation (ENDBP) de 1997 et des données similaires tirées de l'Enquête sur l'engagement de 1987. Dans les deux cas, il s'agit d'enquêtes transversales. Les comparaisons temporelles qui peuvent être faites concernent les « bénévoles » et non les adhésions à des associations volontaires. Les bénévoles sont définis comme « des personnes qui ont donné gratuitement leur temps à une association volontaire au cours de la période de référence de deux mois » (Hall *et al.*, 1998, p. 10). La principale conclusion des chercheurs au sujet des tendances est celle-ci : « [...] entre le 1^{er} novembre 1996 et le 31 octobre 1997, 31,4 % des répondants âgés de 15 ans et plus ont déclaré qu'ils ont offert bénévolement de l'aide à des organismes sans but lucratif » ; en 1986-1987 par contre, « 26,8 % des répondants âgés de 15 ans et plus étaient des bénévoles » (1998, p. 10). On n'a effectué aucune analyse temporelle distincte pour le Québec et les autres provinces canadiennes.

L'ENDBP a été rapidement reprise en 2000 (ECDBP) à titre de nouvelle enquête transversale. Il est possible de faire certaines comparaisons des *adhésions proprement dites à une association volontaire* en 1997 et en 2000 parce que chaque enquête contient la même série de questions sur l'adhésion à sept catégories d'associations : organisme d'intérêt professionnel, groupe sportif ou récréatif, groupe religieux, groupe communautaire ou sco-

laire, groupe culturel ou de passe-temps, groupe d'entraide ou société fraternelle, groupe politique. Selon les chercheurs, à peu près le même pourcentage de Canadiens (51 % ou 1 sur 2) déclarent, dans l'ensemble, être membres d'une association en 1997 et en 2000 (Hall *et al.*, 2000, p. 49). Les chercheurs en viennent également à la conclusion suivante : « [...] il y a eu une nette hausse de la participation civique à l'Île-du-Prince-Édouard, en Alberta et en Colombie-Britannique tandis qu'une faible baisse s'est manifestée en Ontario et au Québec » (2000, p. 52). Une autre étude, qui ne porte pas sur les différences au cours des années mais sur les données de l'ENDBP de 1997, souligne un taux moindre d'activité associative au Québec que dans les autres provinces (Caldwell et Reed, 2000).

Dans une étude antérieure qui utilisait les données de la wvs de 1981 et diverses variables de contrôle, des chercheurs ont signalé des résultats quelque peu différents pour les francophones et les anglophones (Grabb et Curtis, 1992). Chez ces derniers, les adhésions à des associations étaient plus élevées dans l'ensemble lorsqu'on tenait compte des adhésions nominales et surtout des associations d'appartenance religieuse ; par contre, lorsqu'on dénombrait uniquement les adhésions actives, il n'existait aucune différence significative entre francophones et anglophones, avant ou après les contrôles. Dans chacun des deux groupes, les adhésions étaient moindres pour certaines mesures (mais pas toutes) lorsqu'on comparait ces groupes à l'échantillon d'Américains du wvs de la même période.

On a également utilisé les enquêtes de 1997 et 2000 pour évaluer dans quelle mesure les personnes offrent bénévolement leur temps et leur compétence pour aider les autres (Hall *et al.*, 1998 ; Hall *et al.*, 2001 ; Reed et Selbee, 2000, 2001). Il ne s'agit évidemment pas là du même phénomène que l'adhésion à une association ou le travail au sein de celle-ci, qui ne comporte généralement pas d'aide apportée bénévolement aux autres. En outre, un fort pourcentage de l'engagement est « informel » ; il n'est pas encadré par un groupe ou un organisme. Par exemple, « comparativement à environ 3 Canadiens sur 10 qui ont donné du temps à titre de bénévoles officiels en [...] 2000, près de 8 sur 10 ont signalé qu'ils avaient apporté une aide directe en 2000 » (Reed et Selbee, 2000, p. 17). Les résultats des enquêtes de 1997 et 2000 ainsi que de l'enquête antérieure de 1987 laissent croire que la proportion de la population qui fait de l'engagement informel, aussi bien que de l'engagement sous toutes ses formes, s'est accrue au cours des années, que ce soit dans l'ensemble du Canada ou au Québec. En 1997, les pourcentages de répondants qui avaient fait de l'engagement officiel étaient légèrement supérieurs (2000, p. 17). En analysant les données de l'enquête nationale des États-Unis qui affichent un écart de plusieurs points entre 1975 et 1997, Goss (1999) a démontré que le nombre d'actes d'engagement par année avait considérablement augmenté.

MÉTHODE PROPOSÉE POUR METTRE À L'ÉPREUVE LA THÈSE DU DÉCLIN

Pour approfondir l'évolution de l'engagement au Québec et au Canada anglais, nous aurions privilégié comme méthode de recherche l'utilisation de données provenant, soit 1) des comparaisons entre des séries chronologiques tirées d'études transversales couvrant une longue période, soit 2) l'analyse d'enquêtes longitudinales auprès d'échan-

tillons longitudinaux grâce auxquelles les mêmes répondants auraient été interrogés de façon répétée pendant une longue période. Avec chacune de ces méthodes, nous aurions disposé des réponses directes des répondants sur leurs activités au cours de la période en cours ou toute récente, et l'exactitude de leurs souvenirs aurait été excellente. Malheureusement, de telles données n'existent pas pour les décennies récentes, ni au Québec ni au Canada anglais.

Il existe, cependant, certaines données que nous pouvons utiliser avec prudence pour évaluer les tendances. Il s'agit de *réponses rétrospectives au sujet d'une étape particulière de la vie à partir d'une enquête transversale auprès d'adultes appartenant à différentes cohortes d'âge*. Comme il n'existe pas d'autres façons d'évaluer au cours des années les expériences associatives des populations du Québec et du Canada anglais, nous utilisons dans cet article de telles données rétrospectives pour évaluer les tendances. Il est évident que ces analyses nous renseignent sur l'évolution de la participation des *jeunes* au cours des années, mais non sur la participation de la population dans son ensemble. Toutefois, nous comparons également les résultats des analyses des jeunes avec ceux qui correspondent aux adultes à deux moments différents — tirés de l'analyse par Baer et ses collaborateurs (2001) des données du wvs —, mais cette fois nous étudions séparément les répondants du Québec et ceux du Canada anglais. De cette façon, nous dégagerons donc une certaine tendance, limitée dans le temps chez les adultes et à beaucoup plus long terme chez les jeunes.

PREMIÈRE ÉTUDE : COMPARAISON DES RÉPONSES RÉTROSPECTIVES PROVENANT DE DIFFÉRENTES COHORTES D'ÂGE DES ÉCHANTILLONS TRANSVERSAUX

Source des données

Les données de nos premières analyses proviennent de l'Enquête nationale sur le don, le bénévolat et la participation (ENDBP) de 1997. Statistique Canada a effectué cette enquête au moyen d'entrevues téléphoniques auprès d'un échantillon représentatif de répondants âgés de 15 ans et plus. La taille de l'échantillon avant pondération était de 18 301 répondants dont 3 300 provenaient du Québec et 15 001, du Canada anglais (pour notre étude, nous utilisons la méthode de pondération recommandée par les chercheurs de l'enquête).

Les entrevues portaient précisément sur les trois domaines mentionnés dans le titre de l'enquête : les dons à des œuvres de bienfaisance, les heures d'engagement au profit d'organismes ou d'individus et la participation communautaire. Chacun de ces domaines a occupé plusieurs minutes des entrevues, qui duraient en moyenne 35 minutes. Les enquêteurs posaient également quelques questions sur les activités communautaires des répondants dans leur jeunesse. Les présentes analyses reposent largement sur les réponses à ces questions (pour plus de détails sur les enquêtes, voir Hall *et al.*)².

2. Les corrélations d'ordre zéro entre la participation des jeunes à des activités bénévoles et celle des adultes à certaines activités communautaires sont présentées dans Hall *et al.* (1998) et dans Jones (2000).

Méthodes d'analyse

Voici les six questions qui ont été posées au sujet de l'engagement dans les associations volontaires des répondants durant leur jeunesse : « Lorsque vous étiez à l'école primaire ou secondaire étiez-vous...membre d'une équipe sportive? », « ...membre d'un regroupement de jeunes? », « ...engagé dans un travail bénévole quelconque? », « ...occupé à faire du porte-à-porte pour recueillir des fonds? », « ...actif dans la gestion étudiante? », « ...actif dans des organismes religieux? ». Les réponses à chacune de ces questions étaient simplement codées par un « oui » ou un « non ».

Nous avons établi des *indices des activités durant la jeunesse* à partir de ces réponses, chaque type d'activité pratiquée à un moment donné au cours des années scolaires se méritant un point et tous les cas de non-participation, aucun point. Nous avons calculé la somme de ces points pour chaque répondant. Le premier indice (indice I) représente les points totaux pour les six types d'activité (sur une échelle de 0 à 6) et le deuxième indice (indice II) exclut les activités dans un organisme religieux (sur une échelle de 0 à 5). En anticipant sur nos résultats, disons que nous avons séparé les activités religieuses des autres types d'activité parce que ce sont les seules pour lesquelles les taux de participation des jeunes au Québec et au Canada anglais sont nettement en baisse depuis quelques décennies. L'utilisation de deux indices met mieux en évidence les conséquences des fluctuations des activités religieuses.

Nos méthodes d'analyse des données consistent en des comparaisons entre les valeurs moyennes des mesures d'activités durant la jeunesse selon les différentes cohortes d'âge au Québec et au Canada anglais. Les cohortes sont comparées avant et après l'introduction de variables de contrôle. Le personnel de Statistique Canada avait codé l'âge en 10 catégories, en commençant par les 15-24 et en finissant par les 55-64 puis les 65 ans et plus. Nous pouvons utiliser cette information pour déterminer sommairement à quelle période se situent les activités durant la jeunesse mentionnées par les répondants. Les répondants de la catégorie d'âge 25-34 avaient 15 ans entre 1980 et 1990, ceux de la catégorie d'âge 35-44 entre 1970 et 1980, ceux de la catégorie d'âge 45-54 entre 1960 et 1970 et ceux de la catégorie d'âge 55-64 entre 1950 et 1960.

Nous avons choisi trois variables de contrôle pour notre analyse multivariée des activités durant la jeunesse, et nous avons recherché des interactions entre ces variables et la variable que représentait la cohorte d'âge. Voici quelles étaient nos variables de contrôle et les raisons de les choisir.

Premièrement, nous avons contrôlé la *scolarité complétée* parce que la fréquentation scolaire peut être l'un des instruments qui permet de déterminer l'engagement des jeunes dans les associations volontaires ou de les recruter. Dans ce cas, la scolarité complétée constitue un indice de possibilité d'être en contact avec des activités associatives durant la jeunesse. En outre, nous savons que les cohortes plus jeunes ont un niveau de scolarité supérieur à celui des cohortes plus âgées; par exemple, le pourcentage de ceux qui ont terminé leur cours secondaire décroît constamment d'une cohorte à l'autre. C'est pour ces raisons et aussi pour nous assurer que les comparaisons des activités associatives entre les cohortes ne comporteraient pas un biais dû à une différence

de fréquentation scolaire que nous avons utilisé la scolarité comme variable de contrôle. Nous l'avons codée en 4 catégories : moins que le diplôme secondaire, diplôme secondaire, certaines études postsecondaires et diplôme universitaire et plus.

Deuxièmement, nous avons contrôlé le genre parce que nous prévoyions que les répondantes auraient, au cours de leur jeunesse, des taux d'activité associative un peu supérieurs à ceux des répondants (à ce propos, voir Bianchi et Robinson, 1997; Hanks et Eckland, 1978; Van Roosmalen et Krahn, 1996). De plus, les femmes tendent à vivre plus longtemps que les hommes. Par conséquent, dans les cohortes plus âgées de notre série de données, les femmes risquaient d'être surreprésentées par rapport aux hommes. En contrôlant le genre, nous voulions éviter toute faute d'interprétation due à de telles configurations.

Troisièmement, comme complément aux analyses contrôlant le genre et la scolarité, nous avons également procédé à des analyses en contrôlant la *participation actuelle à des associations bénévoles*. Nous supposons que les répondants qui étaient actuellement membres d'associations se rappelleraient leurs affiliations durant leur jeunesse avec plus d'exactitude que ceux qui ne faisaient pas actuellement partie d'associations. La littérature montre que les personnes âgées et aussi, à un degré moindre, les jeunes adultes participent généralement moins à des activités associatives que les personnes d'âge moyen (Curtis, Grabb et Baer, 1992; Curtis, Baer et Grabb, 2001; Smith, 1975). Nous avons jugé préférable de contrôler cette variable de façon à éliminer la possibilité de biais de mémoire par suite de différences de participation associative des cohortes³. La mesure de l'adhésion associative actuelle se basait sur une série de questions au sujet de sept différents types d'association et de « tout autre type ». L'échelle de cette mesure va de 0 à 8, cette dernière notation étant donnée à tout répondant membre de huit types d'association ou plus.

La variable dépendante est la somme du nombre de types d'activité associative dans la jeunesse. À cause des caractéristiques particulières des données de cette somme (zéro représentant la limite inférieure, les données se répartissent de façon asymétrique autour de la moyenne et les variables ne sont pas continues mais discrètes), on considère généralement que les modèles de régression de Poisson conviennent mieux dans ce cas que les modèles de moindres carrés ordinaires (OLS), surtout lorsque les moyennes ne sont pas très élevées (entre 0 et 5) (voir Long, 1997, p. 230-241)⁴. C'est cette méthode que nous avons utilisée pour nos analyses (STATA Corp., 1997). L'équation de régression de Poisson prend la forme suivante :

$$\ln(\text{somme}) = b + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_k X_k + e$$

3. On pourrait soutenir que cette méthode est « surcontrôlante » parce que la participation associative passée permet de prédire positivement la participation actuelle (voir Curtis, McTeer et White, 1999; Hanks et Eckland, 1978; Janoski et Wilson, 1995). C'est pourquoi nous présentons deux séries de résultats, avec et sans la participation associative actuelle comme variable de contrôle.

4. Dans certains cas où le paramètre de dispersion estimé est supérieur à (1,0), le modèle de Poisson peut donner des erreurs types sous-estimées et par conséquent exagérer la signification statistique des tests. Un autre modèle, le modèle binomial négatif, convient peut-être mieux à ces cas. Nous avons donc testé chacun de nos modèles afin de vérifier si le paramètre de dispersion estimé n'était pas significativement plus élevé que 1,0; ce ne fut pas le cas pour aucun des modèles de la première étude.

où X représente une variable exogène et \ln , le logarithme naturel. Comme nous nous intéressons surtout aux différences entre les cohortes d'âge, avant et après l'introduction de contrôles, nous aurions pu donner les coefficients de régression qui auraient représenté chacun la valeur logarithmique de l'augmentation de la variable dépendante associée à un accroissement unitaire de X . Mais comme ces valeurs sont généralement difficiles à interpréter, nous présentons plutôt les nombres prévus de types de participation associative. Ceux-ci sont estimés, pour une variable X donnée en attribuant aux autres variables X une valeur quelconque (habituellement, la moyenne de cette variable), en estimant la valeur de la variable dépendante logarithmique, puis en donnant une valeur exponentielle à cette estimation pour obtenir la valeur prévue.

Résultats des comparaisons entre les cohortes d'âge

Les répondants de tous âges semblent avoir éprouvé peu de difficulté à répondre aux questions qui faisaient appel à leurs souvenirs à propos de six types d'activité durant leur jeunesse. Dans l'ensemble, un nombre minime n'a pas répondu à ces questions, quelle que soit la cohorte. Sur plus de 18 000 répondants, 40 ou moins (seulement 12 parfois) ont répondu « ne sais pas » à certaines questions. Les questions sur le travail bénévole et la sollicitation de fonds, qui n'étaient reliées à aucun type d'adhésion en particulier, se sont mérité un nombre légèrement supérieur de « ne sais pas », soit jusqu'à $n = 40$. Entre 172 et 188 autres répondants, soit environ 1 %, n'ont pas donné une réponse ou ont refusé de répondre à l'une ou l'autre question. Pour les trois sortes de réponse manquante, aucune n'a de corrélation linéaire avec les cohortes d'âge dans les échantillons du Québec et du Canada anglais. Dans chacun des échantillons, les non-réponses tendent à être plus nombreuses dans une des cohortes plus jeunes (les 35-44 ans) et chez les plus de 65 ans ($p < 0,001$), et elles ont une corrélation négative avec les années de scolarité ($p < 0,001$), mais n'ont aucune corrélation significative avec le genre.

Le tableau 1 illustre la répartition par cohorte d'âge des réponses aux questions sur les six types d'activité bénévole durant la jeunesse. Il donne ces résultats pour les échantillons du Québec et du Canada anglais ainsi que la participation totale de tous les groupes d'âge de chaque échantillon. En commençant par la participation totale, indépendamment de l'âge, nous voyons que le rang des six types d'activité est similaire au Québec et au Canada anglais. Il existe toutefois, dans les deux échantillons, des fluctuations entre les niveaux absolus de participation aux six types d'activité. Dans les deux échantillons, les répondants ont participé le plus fréquemment pendant leurs études à un sport organisé (respectivement 50 et 64 % au Québec et au Canada anglais) et le moins fréquemment à la gestion étudiante (respectivement 15 et 16 %) et à des organismes religieux (respectivement 15 et 35 %). Comme l'indiquent ces pourcentages, les activités sportives et religieuses durant la jeunesse sont plus faibles au Québec ou plus élevées au Canada anglais. La même chose est vraie en ce qui a trait à la participation à des groupes de jeunes (33 et 56 %) et marginalement à la sollicitation de fonds (37 par rapport à 46 %). Les taux de travail bénévole (43 par rapport à 45 %) sont très similaires au Québec et au Canada anglais. Ces trois derniers types d'activité (groupes de

jeunes, sollicitation et travail bénévole) affichent des pourcentages moyens au Québec comme au Canada anglais, les activités sportives se situant dans la limite supérieure et les activités religieuses, ainsi que les affaires étudiantes, dans la limite inférieure.

Si nous comparons maintenant les cohortes d'âge du tableau 1, nous voyons que chacun des résultats mentionnés précédemment se reflète dans la participation de chaque cohorte d'âge, à partir des 15-24 ans qui représentent les jeunes des années 1990, en passant par les 25-34 ans qui représentent ceux des années 1980 jusqu'aux 55-65 ans qui représentent ceux des années 1950. Il existe une constance remarquable du rang des types d'activité les plus ou les moins fréquentes durant la jeunesse pour toutes les cohortes et toutes les décennies, au Québec comme au Canada anglais. Nous trouvons deux exceptions, dans chacun des deux échantillons : les activités religieuses font davantage partie des expériences de jeunesse des répondants qui ont aujourd'hui 55 ans ou plus et la participation à un sport organisé est moins courante chez ces mêmes personnes.

TABLEAU 1

Taux de participation à divers types d'activités communautaires volontaires durant la jeunesse : réponses des diverses cohortes d'âge des échantillons d'adultes du Québec et du Canada anglais (ENDBP^a)

Échantillons et cohortes d'âge	N	Activités durant la jeunesse ^b					
		1 (%)	2 (%)	3 (%)	4 (%)	5 (%)	6 (%)
Répondants du Québec							
15-24 ans	442	64,6	36,1	56,1	49,3	22,5	10,7
25-34	608	66,1	37,5	46,4	52,3	17,1	10,7
35-44	771	55,0	32,1	41,0	39,5	12,8	9,5
45-54	523	43,4	36,2	38,4	27,1	16,5	14,7
55-64	443	38,2	31,5	39,0	26,8	15,3	23,7
65+	513	25,3	22,2	33,3	21,6	4,9	27,9
Tout le Québec	3 300	50,4	33,0	42,7	37,3	15,0	15,1
Répondants du Canada anglais							
15-24 ans	1 947	72,1	51,5	58,0	59,1	18,1	26,3
25-34	3 028	69,2	55,8	46,6	57,0	18,5	28,7
35-44	3 509	66,8	57,8	43,9	49,5	17,5	31,9
45-54	2 360	63,7	65,0	46,1	45,0	18,7	39,3
55-64	1 666	58,3	57,2	37,8	31,3	13,8	43,5
65+	2 491	47,0	48,6	33,2	22,3	8,8	43,3
Tout le Canada anglais	15 001	63,9	56,1	45,0	46,0	16,3	34,5

a. ENDBP = Enquête nationale sur le don, le bénévolat et la participation de Statistique Canada en 1997.

b. Activités de jeunesse dans l'ordre : (1) clubs sportifs ; (2) groupes de jeunes ; (3) travail bénévole ; (4) porte-à-porte pour solliciter des fonds ; (5) associations étudiantes ; (6) organismes religieux.

Nous voyons ainsi dans le tableau 1 qu'un type d'activité se distingue nettement des autres dans ses relations avec les cohortes d'âge. En effet, le pourcentage d'activité religieuse durant la jeunesse des répondants s'accroît à mesure que nous passons des cohortes plus jeunes aux cohortes plus âgées, alors qu'une courbe contraire tend à se dessiner pour toutes les autres activités. Il est certain que les activités religieuses occupent une plus grande place dans les expériences de jeunesse des cohortes au-dessus des 35-44 ans que des cohortes plus jeunes. Pour la plupart des cinq autres types d'activité, nous trouvons des pourcentages supérieurs de participation dans la plus jeune cohorte (15-24 ans) ; ces pourcentages diminuent dans la cohorte suivante et continuent à diminuer d'une cohorte à l'autre. La seule exception est le pourcentage de participation à des « groupes de jeunes » qui est largement similaire dans toutes les cohortes d'âge, sauf celle des plus âgés. Dans ce cas-ci également, les résultats au Québec et au Canada anglais sont très similaires.

Les résultats du tableau 1 ont été obtenus sans l'utilisation de contrôles. Comme nous l'avons expliqué précédemment, nous avons ajouté le genre et la scolarité comme principales variables de contrôle afin de voir à quel point elles influaient sur nos résultats. En dernière étape, nous avons également utilisé comme contrôle supplémentaire les activités bénévoles actuelles. Le tableau 2 présente ces dernières analyses à partir des deux indices des activités durant la jeunesse plutôt que des mesures séparées des activités, ce qui permet de résumer les résultats plus efficacement. Nous présentons les décomptes prévus des types d'activité des indices, avant et après contrôles. Ces derniers sont appliqués en deux étapes : les premières colonnes (contrôles 1) utilisent les contrôles de la scolarité et du genre, et les secondes colonnes (contrôles 2) ajoutent l'adhésion actuelle à des associations volontaires.

Après les deux séries de contrôles, les résultats sont similaires à ceux qui apparaissent dans le tableau 1 pour chaque type d'activité sans contrôle. Les courbes sont nettement plus linéaires pour toutes les cohortes d'âge lorsque les valeurs des indices des activités de jeunesse sont utilisées comme variables dépendantes. Que ce soit avec l'indice I ou l'indice II, la participation la plus forte est affichée par les cohortes les plus jeunes. Elle diminue ensuite progressivement d'une cohorte plus âgée à l'autre, chacune représentant à tour de rôle une décennie d'activités plus ancienne. Ces mêmes courbes se retrouvent au Québec et au Canada anglais. Par exemple, si l'on utilise l'indice II (sans activités religieuses) et toute la série de contrôles, les valeurs décroissent au Québec de 2,73 pour la cohorte des 15-24 ans, à 2,21 pour les 25-34 ans, à 1,89 pour les 35-44 ans et continuent à décroître pour les autres cohortes. Au Canada anglais, les résultats correspondants sont de 2,96 pour les 15-24 ans, de 2,44 pour les 25-34 ans, de 2,28 pour les 35-44 ans et ils diminuent pour les autres cohortes. Comme on pouvait le prévoir à partir de la tendance particulière des activités religieuses, la croissance de la participation générale des jeunes au cours des dernières décennies est légèrement plus prononcée lorsqu'on ne compte pas les activités religieuses, mais elle reste présente dans les deux indices.

Comme le montre le tableau 2, le nombre moyen des types d'activités de jeunesse que présentent les deux indices n'est pas élevé, même si la période de référence englobe

TABLEAU 2

**Valeurs estimées du nombre de types d'activités communautaires bénévoles
durant la jeunesse : comparaisons de cohortes d'âge des échantillons d'adultes
du Québec et du Canada anglais, avant et après contrôles^a**

Cohortes d'âge	Échantillon du Québec (N=3 300)			Échantillon du Canada anglais (N=15 001)		
	Avant contrôles	Contrôles 1	Contrôles 2	Avant contrôles	Contrôles 1	Contrôles 2
Décomptes estimés avec l'indice des activités I^b						
15-24 ans	2,39	2,77	2,87	2,82	3,32	3,33
25-34	2,23	2,32	2,33	2,72	2,75	2,81
35-44	1,87	2,04	1,99	2,65	2,71	2,65
45-54	1,75	1,91	1,79	2,75	2,90	2,79
55-64	1,67	2,03	1,93	2,40	2,67	2,57
65+	1,31	1,76	1,68	1,97	2,30	2,28
Test du khi-carré pour l'âge (dl=5)	61,88**	43,08**	62,37**	149,30**	127,20**	154,95**
Décomptes estimés avec l'indice des activités II^c						
15-24 ans	2,28	2,64	2,73	2,56	3,04	2,96
25-34	2,13	2,20	2,21	2,43	2,48	2,44
35-44	1,78	1,93	1,89	2,33	2,40	2,28
45-54	1,60	1,74	1,64	2,36	2,51	2,34
55-64	1,45	1,76	1,68	1,97	2,22	2,06
65+	1,04	1,40	1,35	1,55	1,83	1,76
Test du khi-carré pour l'âge (dl=5)	89,34**	64,56**	84,86**	255,37**	224,30**	264,43**

a. Les contrôles 1 vérifient les effets de la scolarité complétée et du genre. Les contrôles 2 englobent les deux mêmes variables en y ajoutant le nombre actuel d'adhésions à des associations volontaires.

b. Indice I : nombre de types d'activités communautaires durant la jeunesse, incluant les organismes religieux (échelle = 0 à 6).

c. Indice II : nombre de types d'activités communautaires durant la jeunesse à l'exclusion des organismes religieux (échelle = 0 à 5).

**p<0,001

toutes les années de fréquentation scolaire. Pour l'indice II, avec une échelle de 0 à 5, les expériences des jeunes déclinent d'une participation moyenne à 2 ou 3 types d'associations bénévoles pour les deux cohortes les plus jeunes à une participation à 1 ou 2 types pour les cohortes plus âgées⁵. Dans ce cas également, la même courbe se retrouve au Québec et au Canada anglais.

5. Les valeurs estimées dans les colonnes avec contrôles du tableau 2 sont légèrement supérieures aux moyennes d'ordre zéro parce que la scolarité est maintenue constante pour une catégorie qui se situe approximativement seulement au milieu (études postsecondaires). Les paramètres qui représentent les différences entre les catégories ne sont pas influencés par de tels choix.

Pour les variables dépendantes, au Québec comme au Canada anglais, la scolarité complétée est reliée positivement aux activités volontaires durant la jeunesse. (Ces chiffres n'apparaissent pas dans le tableau 2.) Au Québec, les valeurs prévues pour le niveau minimum de scolarité (moins que le diplôme secondaire) ne représentent qu'environ la moitié des valeurs estimées pour le niveau maximal de scolarité (diplôme universitaire ou plus); cette corrélation est légèrement moins prononcée au Canada anglais. Au Québec, les décomptes des activités de jeunesse des femmes sont significativement moins élevés que ceux des hommes, tandis qu'au Canada anglais, ils sont plus élevés, compte tenu ou non des organismes religieux (mais seule cette dernière différence due au genre est significative⁶).

En règle générale, les taux de participation sont plus faibles au Québec qu'au Canada anglais, mais ces différences sont moins grandes dans les cohortes les plus jeunes. En d'autres termes, les valeurs estimées du tableau 2, avant et après les contrôles, laissent croire que les différences entre les cohortes d'âge ne sont pas absolument parallèles, mais qu'il y a convergence entre les échantillons du Québec et du Canada anglais. Un test de signification — interaction entre la cohorte d'âge et l'échantillon — a confirmé cette conclusion, avec $p < 0,001$ pour chacun des quatre tests⁷.

DEUXIÈME ÉTUDE : ANALYSES COMPARATIVES COMPLÉMENTAIRES À L'AIDE DE DEUX ENQUÊTES TRANSVERSALES

Sources des données

Comme complément à nos analyses, nous avons aussi analysé de nouveau les données présentées par Baer, Curtis et Grabb (2001) qui sont tirées d'études des wvs (par exemple, Inglehart, 1997; World Values Study Group, 1994). Pour ces enquêtes, on interroge des échantillons nationaux représentatifs d'adultes de 18 ans et plus, et les mêmes questions sont posées dans tous les pays. Par « approximation », nous avons effectué des analyses distinctes pour le Québec et le Canada anglais en utilisant les données de l'échantillon canadien qui avaient été recueillies en 1981 et à nouveau en 1991. Ces approximations étaient nécessaires puisque la province de résidence ne faisait pas partie des données canadiennes de 1981⁸. Pour nos analyses des données des wvs, nous avons donc utilisé la *langue principale parlée actuellement* et recodé les répondants en

6. Pour le Québec, les valeurs du khi-carré pour la scolarité ($dl=4$), dans les équations des colonnes Contrôle 1 du tableau 2, sont 148,57 pour l'indice 1 et 154,03 pour l'indice 2; pour le Canada anglais, ces valeurs sont respectivement de 354,70 et de 353,80. Ces résultats laissent croire que l'effet de la scolarité est légèrement plus grand que celui de l'âge.

7. Avec l'indice 1, la valeur du khi-carré est 24,95 ($dl=5$) pour le terme d'interaction dans une équation unique rassemblant la variable opposant le Québec au Canada anglais, les cohortes d'âge et l'interaction entre ces deux variables, en contrôlant la scolarité et le genre. Lorsqu'on ajoute l'engagement actuel dans les associations volontaires comme autre variable de contrôle, la valeur du khi-carré est de 20,95 ($dl=5$), $p < 0,001$. Avec l'indice 2, les valeurs sont respectivement de 22,19 ($dl=5$, $p < 0,001$) et de 27,70 ($dl=5$, $p < 0,001$) pour les modèles sans ou avec les activités bénévoles actuelles.

8. Cette variable ne semble guère avoir intéressé les chercheurs initiaux puisque leurs études portaient sur les grandes différences entre États-nations et entre groupes d'États-nations.

deux groupes : francophones et anglophones (ce dernier groupe incluant ceux qui parlaient d'autres langues) afin d'approximer le contraste entre le Québec et le Canada anglais⁹. Le nombre de répondants pour chaque échantillon de 1981 et 1991 apparaît au tableau 3.

On a demandé aux répondants de regarder une liste d'« associations volontaires et activités » et de dire « à laquelle ils participaient, le cas échéant ». Six types d'associations étaient retenus dans les enquêtes de 1981 et 1991 : syndicats ; organismes religieux et églises ; associations professionnelles ; activités éducatives, artistiques, musicales ou culturelles ; partis ou groupes politiques ; groupes de jeunes¹⁰. Dans les deux séries d'enquêtes, on demandait aux répondants, dans une autre question, d'examiner les adhésions

TABLEAU 3

Nombre moyen d'adhésions nominales et actives à des associations volontaires chez les francophones et les anglophones en 1981 et 1991 (composantes de l'échantillon canadien des WVS^a)

Mesures des adhésions	Canada français		Canada anglais	
	1981 (N=333)	1991 (N=398)	1981 (N=921)	1991 (N=1 332)
Toutes les adhésions nominales	0,254	0,433	0,546	0,462
Adhésions nominales sans les syndicats	0,201	0,346	0,435	0,378
Adhésions nominales sans les groupes religieux	0,180	0,388	0,329	0,345
Adhésions nominales sans les groupes syndicaux et religieux	0,126	0,301	0,218	0,261
Toutes les adhésions actives	0,239	0,318	0,435	0,479
Adhésions actives sans les syndicats	0,218	0,274	0,420	0,445
Adhésions actives sans les groupes religieux	0,161	0,223	0,249	0,306
Adhésions actives sans les groupes syndicaux et religieux	0,140	0,179	0,235	0,272

a. World Values Surveys, Inter-University Consortium for Political and Social Research, University of Michigan, 1981 et 1991.

9. En 1990, tous les répondants interrogés en français venaient du Québec et 31 des 1332 répondants anglais venaient du Québec. Pour les tests d'interaction, visant à déterminer si les résultats des francophones et des anglophones étaient différents, nous avons combiné les deux échantillons en considérant le groupe linguistique comme une variable indépendante.

10. Les questions étaient identiques pour les deux études, sauf qu'en 1981 on mentionnait les « groupes éducatifs et artistiques » au lieu des « activités éducatives, artistiques, musicales ou culturelles ». La liste des types d'associations était quelque peu différente en 1981 et 1991, et l'étude de 1991 comportait plus de catégories. Dans les deux séries d'enquêtes, ce sont les activités mentionnées ci-dessus qui ont affiché les taux de participation les plus élevés dans les deux enquêtes, n'étant surpassés que par les groupes sportifs qui n'étaient pas inclus dans l'étude de 1981. Les groupes mentionnés englobent à la fois des groupes axés sur la communauté et des groupes de développement personnel (voir Janoski et Wilson, 1995).

associatives qu'ils avaient mentionnées et de dire « pour laquelle de ces associations travaillez-vous actuellement bénévolement ? ».

En nous basant sur les réponses à ces deux séries de questions, nous avons établi diverses variables dépendantes. En premier lieu, nous avons calculé la somme (de 0 à 6) du nombre des six types d'associations, à la fois nominales et actives, auxquelles les répondants adhéraient¹¹. Dans tous les types d'associations, la participation était jugée nominale si le répondant était membre, mais ne travaillait pas bénévolement pour cette association¹². En deuxième lieu, nous voulions aussi déterminer si tout déclin éventuel des taux de l'engagement dans les associations volontaires touchait d'autres types d'associations que les adhésions religieuses et syndicales. Dans les analyses de Putnam et de Rotolo, ces deux derniers types de participation en particulier affichaient des baisses. De plus, certains chercheurs ont soutenu que les adhésions syndicales et religieuses sont les deux types d'affiliation les plus susceptibles d'être « non volontaires » (voir Curtis, 1971; Curtis, Grabb et Baer, 1992; Smith, 1975, p. 249ff). L'appartenance à un syndicat peut simplement découler d'un emploi dans un lieu de travail donné et l'appartenance religieuse peut découler de la participation des parents. Par conséquent, nous avons estimé séparément la somme des adhésions nominales et des adhésions actives, en excluant tour à tour les appartenances syndicales et religieuses, puis en les excluant toutes les deux ensemble.

Méthodes d'analyse

Pour déterminer si les fluctuations des taux d'adhésion sont dues à des variations temporelles du profil démographique des échantillons, nous avons eu recours à six variables de contrôle exogène : scolarité, emploi, âge, état matrimonial et genre. Les analyses de Curtis, Grabb et Baer (1992) et de Baer, Curtis et Grabb (2001) font ressortir l'importance de ces contrôles lorsqu'on utilise les données nationales des wvs pour 1981-1983 et pour 1991-1993 (voir aussi Verba, Schlozman et Brady, 1995; Wilson et Musick, 1997; Wright et Hyman, 1958). Dans les données des wvs, la scolarité est mesurée à l'aide de l'âge du répondant à la fin de ses études, et cette variable est traitée comme une variable continue. La profession et l'activité sont catégorisées ainsi : employeurs et gestionnaires; travailleurs professionnels; cols blancs (travailleurs « non manuels » ou « de bureau »); cols bleus spécialisés et contremaîtres; cols bleus non spécialisés ou semi-spécialisés; retraités, maîtresses de maison, étudiants et tout autre répondant. Il y a six catégories d'âge : 18-24, 25-34, 35-44, 45-54, 55-64, 65 et plus. L'état matrimonial comprend trois catégories : marié (ou en union libre); veuf, séparé ou divorcé; célibataire (jamais marié). Le genre est utilisé comme dernière variable de contrôle des réponses des répondants.

11. C'était la seule méthode permettant d'estimer le nombre total d'adhésions de chaque répondant. Le problème, c'est que certains répondants peuvent être membres de plusieurs associations du même type (par exemple, deux associations professionnelles différentes), mais ces adhésions ne comptent que pour une seule.

12. Dans la plupart des cas, les répondants qui travaillaient bénévolement pour une association en étaient également membres, mais certains ont déclaré qu'ils travaillaient bénévolement sans être membres.

Comme dans la première étude, les analyses comportent des décomptes d'adhésion, et nous utilisons à nouveau les équations de régression de Poisson. Dans les équations sans contrôle, la valeur prévue de la variable est exprimée de la façon suivante :

$$\ln(\text{somme}) = b_0 + b_1 \cdot \text{année}$$

où l'année est codée 1 pour 1991 et 0 pour 1981.

Pour simplifier les tableaux, nous signalons les changements de 1981 à 1991 sous la forme des valeurs exponentielles du coefficient b associé à la variable « année ». La valeur exponentielle que nous donnons au coefficient de régression de la variable année devient un « coefficient multiplicateur des décomptes ». Un coefficient multiplicateur de 1,0 signifie qu'il n'y a pas de fluctuation du décompte estimé des adhésions de 1981 à 1991, tandis qu'un coefficient multiplicateur de 1,5 indique une augmentation de 50 % de 1981 à 1991. Les tests de signification qui apparaissent dans les tableaux visent donc à savoir si le coefficient logarithmique est significativement différent de 0 ou si l'anti-logarithme de ce coefficient est significativement différent de 1,0. Pour les calculs après contrôle, les équations ci-dessus se voient ajouter d'autres variables exogènes. Les résultats présentés ne donnent pas de détails sur les effets des variables de contrôle elles-mêmes, mais se concentrent sur les « coefficients multiplicateurs des décomptes » qui représentent les variations dans le temps.

Résultats des comparaisons des échantillons transversaux

Le tableau 3 montre le nombre moyen de types d'adhésions nominales et actives à des associations volontaires en 1981 et 1991 chez les répondants francophones et anglophones du Canada. Chez les francophones, il y a une nette hausse des adhésions nominales. Pour tous les types d'associations, le nombre moyen est de 0,254 en 1981 et de 0,433 en 1991. Exprimée sous la forme du ratio des adhésions de 1991 par rapport à celles de 1981, la hausse est plus spectaculaire lorsque l'appartenance religieuse est exclue du calcul : avec les adhésions syndicales, les moyennes s'accroissent de 0,180 à 0,388 et sans elles, de 0,126 à 0,301. Toutes les différences entre les moyennes des adhésions nominales des francophones sont statistiquement significatives à $p < 0,001$ d'après les tests des modèles de régression de Poisson qui sont décrits plus en détail au tableau 5.

Chez les anglophones, les configurations sont quelque peu différentes : avec l'inclusion des organismes religieux, on observe des baisses des adhésions nominales, mais elles ne sont significatives que lorsque toutes les adhésions nominales sont prises en compte ou lorsque les adhésions syndicales sont exclues. Pour ce qui est de la mesure de toutes les adhésions nominales, la baisse de 0,546 en 1981 à 0,462 en 1991 est statistiquement significative ($p < 0,05$). Lorsque les organismes religieux sont exclus, les moyennes de 1981 et de 1991 sont similaires; ni la hausse de 0,329 à 0,345 des adhésions nominales à l'exclusion des organismes religieux, ni la hausse de 0,218 à 0,261 des adhésions nominales à l'exclusion des organismes religieux et syndicaux ne sont statistiquement significatives ($p < 0,05$).

Pour ce qui est des adhésions actives dans les échantillons francophone et anglophone, de légères hausses semblent apparaître entre 1981 et 1991, même lorsque les

organismes religieux et syndicaux sont inclus, mais en règle générale ces hausses ne sont statistiquement significatives dans aucun des deux échantillons¹³.

Ces résultats correspondent nettement à une certaine baisse de la participation à des organismes religieux et syndicaux. Le tableau 4 montre l'ampleur de cette baisse. Chez les francophones, le léger déclin (de 7,5 à 4,6 %) observé dans les adhésions nominales aux organismes religieux et la hausse (de 5,4 à 8,8 %) des adhésions syndicales ne sont pas statistiquement significatives ($p < 0,05$). Chez les anglophones, au contraire, les baisses plus prononcées des adhésions à des associations religieuses (de 21,6 % en 1981 à 11,7 % en 1991) et syndicales (de 11,1 à 8,4 %) sont toutes les deux statistiquement significatives. À noter cependant qu'en 1981, les taux d'adhésion nominale à des organismes religieux chez les francophones étaient considérablement moins élevés que les taux correspondants chez les anglophones (7,5 par rapport à 21,6 %). Par conséquent, malgré l'important déclin des taux de participation des anglophones à la fin de la décennie étudiée, il n'en reste pas moins que les francophones sont moins susceptibles d'avoir une appartenance religieuse nominale que les anglophones (4,6 par rapport à 11,7 %).

Dans le cas des adhésions religieuses actives, il n'y a aucun changement important entre 1981 et 1991, tant chez les francophones que chez les anglophones. Pour ce qui est des adhésions syndicales actives, il y a une hausse significative chez les anglophones (de 1,4 à 3,3 %); chez les francophones, la hausse est à peu près du même ordre de grandeur, mais elle n'est pas statistiquement significative ($p < 0,05$)¹⁴.

Le tableau 5 indique les résultats des équations de régression de Poisson pour les quatre mesures des adhésions nominales (avec ou sans les adhésions religieuses et syn-

TABLEAU 4

**Fluctuations des adhésions religieuses et syndicales de 1981 à 1991
chez les francophones et les anglophones**

Mesures des adhésions	Canada français			Canada anglais		
	1981	1991	Différence	1981	1991	Différence
Adhésions nominales religieuses	7,5 %	4,6 %	(ns)	21,6 %	11,7 %	$p < 0,001$
Adhésions nominales syndicales	5,4 %	8,8 %	(ns)	11,1 %	8,4 %	$p < 0,037$
Adhésions actives religieuses	7,8 %	9,4 %	(ns)	18,6 %	17,3 %	(ns)
Adhésions actives syndicales	2,1 %	4,3 %	(ns)	1,4 %	3,3 %	$p < 0,003$

ns = non significative

13. La seule exception concerne la mesure des adhésions actives des francophones, à l'exclusion des organismes religieux mais en tenant compte des syndicats, et elle est présentée un peu plus loin.

14. La différence entre les taux de changement dans les échantillons francophones et anglophones n'est pas elle-même statistiquement significative ($\text{khi-carré} = 0,32$, $dl=1$, $p < 0,572$); la conclusion générale qu'on pourrait tirer de cette constatation est qu'il y a une hausse générale des activités dans les deux échantillons ($p < 0,009$ pour les deux échantillons).

dicales) et pour les quatre mesures des adhésions actives, avant et après les contrôles. Les résultats avant les contrôles, qui apparaissent sous une forme différente de celle du tableau 3, ne sont guère différents lorsqu'on tient compte des différences de scolarité, d'emploi, d'âge, de genre et d'état matrimonial. Avant ou après les contrôles, il y a d'importantes hausses des adhésions nominales chez les francophones. On peut constater aussi une certaine baisse des adhésions nominales chez les anglophones, mais uniquement lorsque les organismes religieux sont inclus dans la mesure. Ces résultats ressortent des coefficients multiplicateurs de 0,806 et 0,823 obtenus respectivement pour toutes les adhésions nominales et pour les adhésions nominales à l'exclusion des syndicats.

Pour ce qui est des adhésions actives, il n'y a généralement pas de variations significatives dans le temps chez les anglophones ou chez les francophones. La seule exception qui apparaît au tableau 5 concerne le coefficient multiplicateur de 1,228 pour les répondants francophones avant les contrôles, mais cette variation ne reste pas statistiquement significative après les contrôles. Il s'agit de l'une des deux seules équations de Poisson (l'autre étant celle des adhésions actives à l'exclusion des associations syndicales et religieuses) dans laquelle le paramètre de dispersion estimé est significatif ($>1,0$), ce qui laisse croire qu'un modèle binomial négatif aurait mieux convenu. Avec le modèle binomial négatif correspondant, on obtient un coefficient de variation non

TABLEAU 5

Coefficients multiplicateurs des décomptes des adhésions pour déterminer les variations de 1981 à 1991 chez les francophones et les anglophones, avant et après les contrôles (équations de régression de Poisson)

Mesures des adhésions	Canada français		Canada anglais	
	Avant contrôles	Après contrôles	Avant contrôles	Après contrôles
Toutes les adhésions nominales	1,703**	1,392*	0,846*	0,806**
Adhésions nominales sans les syndicats	1,721**	1,515*	0,869	0,823*
Adhésions nominales sans les groupes religieux	2,161**	1,647*	1,046	0,957
Adhésions nominales sans les groupes syndicaux et religieux	2,382**	1,960*	1,193	0,914
Toutes les adhésions actives	1,329	1,106	1,101	1,050
Adhésions actives sans les syndicats	1,259	1,046	1,060	1,004
Adhésions actives sans les groupes religieux	1,228*	1,133	1,384	1,158
Adhésions actives sans les groupes syndicaux et religieux	1,282	1,073	1,161	1,058

* p<0,05

** p<0,001

significatif ($p > 0,10$), avant ou après les contrôles¹⁵. Dans l'ensemble, la partie inférieure du tableau 5, qui analyse les variations des adhésions actives, montre que, parmi les répondants anglophones et francophones, les taux de participation active sont passablement stables et qu'il n'y a sûrement pas de déclin au cours de cette période.

Dans des analyses qui n'apparaissent pas dans les tableaux, nous avons aussi établi une mesure des *adhésions totales aux associations volontaires* en additionnant simplement les moyennes des adhésions nominales et actives du tableau 3. Chez les francophones, cette mesure affiche des hausses significatives des adhésions (à $p < 0,015$ ou plus) lorsque les associations religieuses sont exclues, avant ou après les contrôles; des hausses significatives apparaissent également lorsque les organismes religieux sont inclus, mais uniquement au niveau d'ordre zéro et non après les contrôles. Globalement, cette courbe était prévisible étant donné la forte hausse des adhésions nominales au Québec. Le coefficient multiplicateur des adhésions, à l'exclusion des associations religieuses et syndicales, est de 1,804 avant les contrôles ($p < 0,001$) et de 1,494 après les contrôles ($p < 0,014$). Chez les anglophones, on observe peu de changement significatif des adhésions totales. Le seul coefficient multiplicateur statistiquement significatif concerne les variations d'ordre zéro des adhésions totales lorsque les organismes religieux et syndicaux sont exclus (coefficient de 1,177, $p < 0,025$).

Les variables de contrôle (les résultats de leur application n'apparaissent pas dans les tableaux) affichent généralement les effets prévus : les taux de participation les plus élevés se situent dans les groupes d'âge des 35-54 ans (les taux les moins élevés se situant chez les moins de 35 ans); la scolarité a un effet positif sur la participation; enfin, parmi les catégories d'emploi, ce sont les propriétaires, les gestionnaires et les professionnels qui ont les taux de participation les plus élevés. En règle générale, ces résultats s'appliquent aux francophones et aux anglophones ainsi qu'aux adhésions nominales et actives¹⁶.

En ce qui concerne les adhésions nominales, les résultats du tableau 5 montrent à coup sûr une convergence de la participation associative des francophones et des anglophones. Pour ce qui est des adhésions nominales, en 1981, les taux de participation des francophones sont considérablement inférieurs à ceux des anglophones, mais en 1991, les taux des francophones sont parfois légèrement supérieurs, notamment lorsque les organismes religieux sont exclus. Nous avons effectué un test de signification à partir de l'hypothèse voulant que l'année de l'enquête n'ait pas le même effet sur les deux échantillons; ce test s'est révélé statistiquement significatif pour les adhésions nominales totales ($khi\text{-carré}=10,45$; $dl=1$; $p < 0,0012$), pour les adhésions nominales à l'exclusion des syndicats ($khi\text{-carré}=7,61$; $dl=1$; $p < 0,0058$) et pour les adhésions nominales à l'exclusion des organismes religieux ($khi\text{-carré}=6,93$; $dl=1$, $p < 0,0085$). Par contre, ce test

15. Chez les anglophones, le coefficient de changement est significatif lorsqu'on utilise un modèle binomial négatif ($khi\text{-carré}=4,10$, $dl=1$, $p < 0,05$), mais il ne l'est plus après les contrôles ($p < 0,146$).

16. Mentionnons une exception : l'effet de la scolarité n'est pas statistiquement significatif au Québec dans le cas des adhésions actives. Toutefois, les tests de signification des différences dans les effets de la scolarité entre les francophones et les anglophones (utilisant un terme d'interaction) donnent des résultats non significatifs.

n'est pas statistiquement significatif pour la mesure des adhésions nominales qui exclut à la fois les syndicats et les organismes religieux ($\chi^2=3,56$; $df=1$; $p<0,0591$) et pour aucune des mesures des sommes des adhésions actives ($p>0,10$).

CONCLUSIONS

Nos analyses des données de la ENDBP pour le Québec et le Canada anglais, qui se fondent sur les réponses rétrospectives que donne un éventail de cohortes, peuvent être considérées comme le témoignage de jeunes de décennies différentes sur leurs activités bénévoles. Les réponses illustrent des expériences de jeunesse qui remontent des années 1980-1990 aux années 1950-1960 et même avant. Nos résultats ne contribuent guère à confirmer la thèse de Putnam selon laquelle les activités associatives volontaires sont en déclin depuis quelques décennies. Les seuls résultats à l'appui de cette thèse sont la baisse des activités religieuses des jeunes de toutes les cohortes d'âge du Québec et du Canada anglais. Presque tous les autres résultats montrent des hausses ou une stabilité des activités associatives des jeunes au cours de ces décennies.

Les analyses complémentaires des données provenant des wvs de 1981 et de 1991, qui s'appuient cette fois sur les réponses d'adultes au sujet de leur participation associative au moment des deux enquêtes, ne contribuent guère non plus à soutenir la thèse du déclin, ni chez les francophones ni chez les anglophones. Chez les francophones, les quatre mesures des adhésions nominales montrent toutes des augmentations, avant et après les contrôles; quant aux mesures des adhésions actives, elles n'affichent aucune variation significative de 1981 à 1991. Chez les anglophones, on note une baisse générale des adhésions nominales, avant et après les contrôles, mais elle semble liée en grande partie au déclin de la participation à des *organismes religieux*. À part cette exception notoire, les activités associatives demeurent plus ou moins stables entre les deux moments des enquêtes. Ce sont les adhésions nominales des anglophones à des organismes religieux qui ont diminué, non leurs adhésions actives à des groupes religieux; il y a eu une légère baisse de leurs adhésions syndicales nominales, mais une légère hausse de leurs adhésions syndicales actives. Chez les francophones, il n'y a aucun changement significatif de leur appartenance religieuse et syndicale.

Par conséquent, même si les résultats des deux analyses ne sont pas parfaitement homogènes, ils infirment clairement, dans l'ensemble, la thèse d'une baisse constante de la participation associative. Si la thèse de Putnam était valable pour le Québec et le Canada anglais, elle aurait dû être confirmée par les données sur la participation des jeunes au cours de plusieurs décennies ainsi que par les données sur les adhésions nominales et actives des adultes en 1981 et 1991. Cependant, rien dans ces données ne va dans ce sens, à l'exception de l'appartenance religieuse qui affiche généralement un net déclin.

Les résultats pour le Québec et le Canada anglais démontrent, nous semble-t-il, que le phénomène qu'il faut expliquer est la baisse de la participation à des organismes religieux et non une baisse généralisée des activités associatives. Dans l'ensemble, les adhésions associatives, notamment les adhésions nominales et actives, affichent les tendances prédominantes suivantes : *des configurations stables avec des hausses occasionnelles*. Il est

donc plus pertinent de rechercher des explications *spécifiques* aux variations des adhésions religieuses plutôt que de donner une grande explication générale, comme l'attrait de la télévision, qui s'appliquerait à une baisse de participation dans la plupart des types d'associations.

Quelles autres interprétations pertinentes peut-on tirer de nos résultats? La découverte d'une baisse de la participation à des groupes d'appartenance religieuse n'est pas nouvelle dans la littérature internationale (pour des études sur la fréquentation des églises, voir par exemple, Bibby, 1987, 1993; Campbell et Curtis, 1994; Hout et Greeley, 1987; Ploch et Hastings, 1994). Ces études fournissent des explications crédibles qui *ne font pas appel* à l'utilisation accrue de la télévision (ou des jeux vidéo et de l'ordinateur personnel). Dans l'ensemble, les sociologues de la religion attribuent plutôt les baisses de la fréquentation des églises dans divers pays à une sécularisation croissante ainsi qu'à la concurrence d'autres types d'associations pour obtenir du *temps de leurs membres*. Ces explications nous semblent mieux traduire les baisses de la participation religieuse que nous avons signalées.

En ce qui concerne le déclin des adhésions syndicales que laissent supposer les données des wvs, Western (1995) a montré que les taux de densité syndicale (c'est-à-dire les pourcentages de travailleurs affiliés à un syndicat par rapport au nombre total de travailleurs actifs et chômeurs) ont baissé dans la plupart des 18 pays de l'OCDE étudiés au cours des années 1980. Cet auteur a également montré à l'aide de modèles que ces baisses pouvaient être attribuées à *des changements fondamentaux des marchés du travail et à une évolution de la scène politique*. Le déclin des adhésions syndicales « était relié à l'ouverture croissante de l'économie, au chômage, aux taux préexistants des adhésions, au déclin des négociations collectives et aux échecs électoraux des partis sociaux-démocrates dans les années 1980 » (1995, p. 179). Une telle interprétation des baisses décelées au Canada anglais et au Québec nous semble plus crédible que celle de la consommation d'images télévisuelles.

Pour expliquer la stabilité ou la hausse des activités associatives dans leur ensemble, nous favorisons les théories qui soulignent le rôle d'un développement économique soutenu et la pérennité d'institutions politiques démocratiques. On sait que les processus de développement économique entraînent une complexité accrue de l'organisation du travail et des structures sociocommunautaires en général. À cause de cela, on retrouve dans la société de nombreux noyaux sociaux autour desquels se forment des organismes volontaires secondaires (voir Smith, 1972, 1975; Inglehart et Baker, 2000; Curtis, Baer et Grabb, 2001). Ces processus existent au Québec et au Canada anglais depuis de nombreuses décennies. En outre, le Québec et le Canada anglais sont des démocraties de longue date, et il est reconnu que les politiques et les valeurs des sociétés démocratiques favorisent la création d'associations et la poursuite d'activités volontaires (Curtis, Baer et Grabb, 2001; Janoski, 1998; Inglehart et Baker, 2000; Lipset, 1994; Smith, 1975; Wuthnow, 1991).

Les deux explications qui précèdent laissent penser qu'avec un fort développement économique et la pérennité de structures démocratiques, la tendance des activi-

tés associatives devrait être à la stabilité et à la croissance, à moins que des changements sociaux majeurs ne viennent neutraliser ces influences économiques et politiques. La question que soulève la thèse de Putnam est celle-ci : la popularité de la télévision (et des divertissements informatiques) a-t-elle été suffisamment puissante pour saper ces forces économiques et politiques? Les données chronologiques que nous venons de présenter laissent croire que ce n'est pas le cas, ni au Québec ni au Canada anglais.

Nous pourrions risquer deux hypothèses : la tendance au déclin mise en évidence par Putnam est propre aux États-Unis et, pour une raison inconnue, elle ne s'est pas généralisée au-delà de la frontière; ou encore, le Québec et le Canada anglais sont en quelque sorte des cas uniques parmi les pays démocratiques industrialisés. Nous croyons pourtant que ces deux hypothèses sont fausses. Les résultats d'une étude récente dans 16 pays (Curtis, Baer et Grabb, 2001) que nous avons mentionnée précédemment vont à l'encontre de telles explications; en outre, les études de Paxton (1999) et de Rotolo (1999) contredisent les conclusions de Putnam sur la tendance des adhésions associatives aux États-Unis.

En terminant, soulignons que les analyses présentées prouvent que les données et les conclusions sur les tendances de la participation associative dépendent faiblement du type de participation mesuré. En distinguant dans les données de l'ENDBP les activités religieuses des autres types d'affiliation chez les jeunes, il devient évident que des tendances différentes peuvent se manifester, et se manifestent vraiment, selon le type d'activité. La même chose est vraie pour les données des wvs lorsqu'on distingue les adhésions nominales et actives. On voit apparaître des courbes différentes, soit quelques baisses évidentes des premières et quelques hausses importantes des secondes entre 1981 et 1991. En outre, l'étude de la participation aux associations volontaires au Québec et au Canada anglais fait ressortir des similarités évidentes et importantes entre les deux cultures. (Pour des comparaisons entre plusieurs États-nations, voir Curtis, Baer et Grabb, 2001 ainsi que Baer, Curtis et Grabb, 2001.) Mentionnons à titre d'exemple la similarité du rang des taux de participation par type d'associations chez les jeunes au Québec et au Canada anglais, ainsi que la similarité des courbes dans les deux échantillons de l'ENDBP qui montrent un déclin des activités religieuses associé à des hausses ou à une stabilité des autres activités. Parallèlement, les analyses des deux sources de données (les analyses rétrospectives de l'ENDBP et les comparaisons dans le temps des deux wvs) laissent voir une certaine *convergence* des taux de participation au Québec et au Canada anglais.

Nous croyons également avoir démontré l'utilité d'une analyse rétrospective de cohortes d'âge à l'aide d'une enquête transversale pour évaluer les tendances sociales, *lorsque les études antérieures ne fournissent pas de mesures directes et comparables au cours des années*. Cette méthode n'est évidemment applicable que si l'enquête transversale comporte des questions relatives aux mêmes expériences vécues à la même étape spécifique de la trajectoire de vie, comme le fait l'ENDBP. Elle permet d'utiliser certaines données pour vérifier des hypothèses au sujet de l'évolution de la société alors que

sans elle nous n'aurions pas de données pertinentes. L'évolution des activités associatives volontaires au Québec et au Canada anglais représente nettement une application pertinente de cette méthode. Elle a le défaut de ne porter que sur un moment particulier du cycle de la vie, dans ce cas-ci la jeunesse, mais elle a l'avantage de fournir des renseignements sur une longue période lorsque des données plus directes font défaut.

Il faut évidemment s'inquiéter des problèmes que peut causer une mémoire défaillante lorsqu'on interroge des répondants sur des activités qui se sont déroulées plusieurs décennies auparavant. Toutefois, ils devraient être en mesure de s'en rappeler raisonnablement bien si ces activités ont été très fréquentes à l'époque et ont représenté un aspect important de leur vie, et si on se contente de confirmer qu'elles ont eu lieu ou non (au lieu d'insister sur leur fréquence et leur durée précises). De plus, cette méthode semblerait particulièrement utile lorsqu'on tente, comme dans ce cas-ci, d'établir *l'orientation d'une différence éventuelle* d'une cohorte à l'autre plutôt que des taux précis de participation.

Au sujet de l'orientation d'un changement éventuel, soulignons que les résultats des analyses rétrospectives suivent les deux courbes auxquelles il fallait s'attendre selon la littérature américaine. Comme prévu, les *activités religieuses* durant la jeunesse étaient nettement plus élevées au cours des décennies passées qu'au cours des décennies récentes. De plus, on observe davantage divers autres types d'activité volontaire durant la jeunesse au cours des récentes décennies que durant les décennies passées, comme le laissent prévoir les études d'autres chercheurs à l'exception de Putnam. En fait, il n'y avait aucun profil particulier de non-réponse inhérente à la cohorte d'âge, si bien que toutes les configurations des réponses en fonction de l'âge étaient similaires. De plus, s'il y a eu des problèmes de mémoire, il nous semble que leur importance ne justifie pas une remise en question de nos principales constatations.

Pour approfondir la pertinence des données rétrospectives dans les analyses de tendances, nous pourrions poser à un échantillon contemporain de cohortes d'âge une série de questions rétrospectives sur un sujet pour lequel il existerait déjà un bon ensemble de données recueillies de manière uniforme au cours de plusieurs décennies. Nous comparerions ensuite les résultats des analyses rétrospectives avec les séries de données chronologiques pour voir jusqu'à quel point les courbes se ressembleraient ou différeraient, et pour évaluer l'ampleur ainsi que l'orientation des défaillances de mémoire reliées à la méthode rétrospective. À moins qu'un tel travail de recherche ne vienne démentir la pertinence de cette méthode, nous recommandons la poursuite d'analyses rétrospectives de périodes particulières du cycle de la vie afin de saisir *une évolution chronologique et des tendances qui nous échapperaient entièrement autrement*. ◀

RÉSUMÉ

Étant donné la rareté des données sur les tendances passées de l'engagement dans les associations volontaires au Québec et au Canada anglais, nous proposons une méthode d'estimation de ces tendances. C'est une méthode qui repose sur la comparaison de données fournies par des répondants au sujet de leurs expériences à une étape particulière de leur vie, c'est-à-dire pendant leurs années d'études. Nous disposons de données provenant de telles questions posées à un important échantillon d'adultes de tous les âges lors d'une enquête de la fin des années 1990. En les comparant aux expériences de jeunesse de différentes cohortes d'âge, nous sommes en mesure de « remonter » le temps pour obtenir des renseignements couvrant plusieurs décennies passées. Les résultats obtenus pour le Québec et pour le Canada anglais démentent la thèse voulant que l'engagement dans les associations volontaires soit en baisse en Amérique du Nord depuis les années 1960. Il n'y a qu'une seule exception, la participation à des groupes religieux.

SUMMARY

Faced with a paucity of past trend data on levels of voluntary association activity in Quebec and English Canada, we suggest that an estimation procedure be applied to these trends. The estimation technique involves comparisons of responses to questions asking respondents about their experiences at a particular stage in their life — during the school years. Data are available from a large sample survey where adults of all ages were asked such questions in the late 1990s. By comparing the reports on youth experiences from different age cohorts we are able to “reach back” in time to secure information covering several decades into the past. The results, for both Quebec and English Canada, are opposite to the thesis that voluntary association activity has been on the decline in North America since the 1960s. The only exception to this is religious group involvement.

RESUMEN

Siendo raros los datos sobre las tendencias pasadas del voluntariado asociativo en Quebec y en Canada inglés, proponemos un método de estimación de estas tendencias. Es un método que reposa sobre la comparación de los datos proporcionados por personas que respondieron al tema sobre sus experiencias en una etapa particular de su vida, es decir, durante sus años de estudio. Disponemos de datos provenientes de preguntas similares, hechas a un importante muestra durante una encuesta a finales de los años 1990. Comparándolas con las experiencias de jóvenes de diferentes cohortes de edad, estamos en medida de “remontar” el tiempo para obtener informaciones cubriendo varias décadas anteriores. Los resultados obtenidos en Quebec y en Canada inglés desmienten la tesis que dice que el voluntariado asociativo está en descenso en América del norte desde los años 1960. No hay sino una excepción, la participación de los grupos religiosos.

BIBLIOGRAPHIE

- BAER, D., J. CURTIS, et E. GRABB (2001), « Has Voluntary Association Activity Declined? Cross-National Analyses for Fifteen Countries », *Canadian Review of Sociology and Anthropology*, vol. 38, n° 3, p. 250-274.
- BAUMGARTNER, F. et J. L. WALKER (1988), « Survey Research and Membership in Voluntary Associations », *American Journal of Political Science*, vol. 32, p. 908-927.
- BIANCHI, S. M. et J. P. ROBINSON (1997), « What Did You Do Today? Children's Use of Time, Family Composition, and the Acquisition of Social Capital », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 59, p. 332-344.

- BIBBY, R. W. (1987), *Fragmented Gods : The Poverty and Potential of Religion in Canada*, Toronto, Irwin.
- BIBBY, R. W. (1993), *Unknown Gods*, Toronto, Stoddart.
- CALDWELL, G. et P. REED (2000), « Civic Participation in Canada : Is Quebec Different? », *Inroads*, vol. 8, p. 215-222.
- CAMPBELL, R. A. et J. CURTIS (1994), « Religious Involvement across Societies : Analyses for Alternative Measures in National Surveys », *Journal for the Scientific Study of Religion*, vol. 33, p. 215-229.
- CURTIS, J. (1971), « Voluntary Association Joining : A Cross-National Comparative Note », *American Sociological Review*, vol. 36, p. 872-880.
- CURTIS, J., D. BAER, et E. GRABB (2001), « Nations of Joiners : Explaining Voluntary Association Membership in Democratic Societies », *American Sociological Review*, vol. 66, p. 783-805.
- CURTIS, J., E. GRABB, et D. BAER (1992), « Voluntary Association Membership in Fifteen Countries : A Comparative Analysis », *American Sociological Review*, vol. 57, p. 139-152.
- CURTIS, J., W. McTEER, et P. WHITE (1999), « Exploring Effects of School Sport Experiences on Sport Participation in Later Life », *Sociology of Sport Journal*, vol. 16, p. 348-365.
- CURTIS, J., P. WHITE, et B. McPHERSON (2000), « Age and Physical Activity Among Canadian Women and Men : Findings from Longitudinal National Survey Data », *Journal of Aging and Physical Activity*, vol. 8, p. 1-19.
- DURKHEIM, É. [1893] (1967), *De la division du travail social*, Paris, s.n.
- GOSS, K. (1999), « Volunteering and the Long Civic Generation », *Non profit and Voluntary Sector Quarterly*, vol. 28, p. 378-415.
- GRABB, E. et J. CURTIS (1992), « Voluntary Association Activity in English Canada, French Canada and the United States : A Multivariate Analysis », *Canadian Journal of Sociology*, vol. 17, n° 4, p. 378-388.
- HALL, M., T. KNIGHTON, P. REED, P. BUSSIÈRE, D. McRAE, et P. BOWEN (1998), *Caring Canadians, Involved Canadians : Highlights from the 1997 National Survey of Giving, Volunteering and Participation*, Ottawa, Statistique Canada, Cat. n° 71-542-XIE.
- HALL, M., L. McKEOWN, et K. ROBERTS (2001), *Caring Canadians, Involved Canadians : Highlights from the 2000 National Survey of Giving, Volunteering and Participating*, Ottawa, Statistique Canada, Cat. n° 71-542-XPE.
- HANKS, M. et B. K. ECKLAND (1978), « Adult Voluntary Associations and Adolescent Socialization », *Sociological Quarterly*, vol. 19, p. 481-90.
- HAUSKNECHT, M. (1962), *The Joiners*, New York, Bedminster Press.
- HOUT, M. et A. M. GREELEY (1987), « The Center Doesn't Hold : Church Attendance in the United States, 1940-1984 », *American Sociological Review*, vol. 52, p. 325-345.
- INGLEHART, R. (1977), *The Silent Revolution : Changing Values and Political Styles*, Princeton, Princeton University Press.
- INGLEHART, R. (1997), *Modernization and Postmodernization : Cultural, Economic, and Political Change in 43 Societies*, Princeton, Princeton University Press.
- INGLEHART, R. et W. E. BAKER (2000), « Modernization, Cultural Change, and the Persistence of Traditional Values », *American Sociological Review*, vol. 65, p. 19-51.
- JANOSKI, T. (1998), *Citizenship and Civil Society : A Framework of Rights and Obligations in Liberal, Traditional, and Social Democratic Regimes*, Cambridge, Cambridge University Press.
- JANOSKI, T. et J. WILSON (1995), « Pathways to Voluntarism : Family Socialization and Status Transmission Models », *Social Forces*, vol. 74, p. 271-292.
- JONES, F. (2000), « Community Involvement : The Influence of Early Experience », *Canadian Social Trends*, Summer, p. 15-19.
- KNOKE, D. (1986), « Associations and Interest Groups », *Annual Review of Sociology*, vol. 12, p. 1-21.
- LIPSET, S. M. (1994), « The Social Requisites of Democracy Revisited », *American Sociological Review*, vol. 59, p. 1-22.
- LONG, J. S. (1997), *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Newbury Park, Sage.

- PAXTON, P. (1999), « Is Social Capital Declining in the United States? A Multiple Indicator Assessment », *American Journal of Sociology*, vol. 105, p. 88-127.
- PLOCH, D. R. et D. W. HASTINGS (1994), « Graphic Presentations of Church Attendance Using General Social Survey Data », *Journal for the Scientific Study of Religion*, vol. 33, p. 16-33.
- PUTNAM, R. (1993), *Making Democracy Work : Civic Traditions in Modern Italy*, Princeton, Princeton University Press.
- PUTNAM, R. (1995a), « Bowling Alone : America's Declining Social Capital », *Journal of Democracy*, vol. 6, p. 65-78.
- PUTNAM, R. (1995b), « Tuning In, Tuning Out : The Strange Disappearance of Social Capital in America », *PS : Political Science and Politics*, vol. 28, p. 664-683.
- PUTMAN, R. (1996), « The Strange Disappearance of Civic America », *American Prospect*, vol. 24, p. 34-48.
- PUTNAM, R. (2000), *Bowling Alone : The Collapse and Revival of American Community*, New York, Simon and Schuster.
- REED, P. et K. SELBEE (2000), « Volunteering in Canada in the 1990s : Change and Stasis », *Statistics Canada Research Report*.
- REED, P. et K. SELBEE (2001), « Volunteering and Giving : A Regional Perspective », *Canadian Social Trends*, Winter, p. 16-18.
- RIESMAN, D., N. GLASER, et R. DENNEY (1950), *The Lonely Crowd : A Study of the Changing American Character*, New Haven, Yale University Press.
- ROTOLO, T. (1999), « Trends in Voluntary Association Participation », *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, vol. 28, p. 199-212.
- SENNETT, R. (1976), *Fall of Public Man : On the Social Psychology of Capitalism*, New York, Random House.
- SIMMEL, G. [1903] (1950), « The Metropolis and Mental Life », in K. H. Wolff, *The Sociology of George Simmel*, New York, The Free Press, p. 499-524.
- SMITH, D. H. (1972), « Modernization and the Emergence of Voluntary Organizations », *International Journal of Comparative Sociology*, vol. 13, p. 113-134.
- SMITH, D. H. (1975), « Voluntary Action and Voluntary Groups », *Annual Review of Sociology*, vol. 1.
- STATA CORPORATION (1997), *STATA User's Guide, Release 5*, College Station, Stata Press.
- STEIN, M. R. (1960), *The Eclipse of Community : An Interpretation of American Studies*, Princeton, Princeton University Press.
- TOCQUEVILLE, A. de [1835] (1961), *Democracy in America*, New York, Knopf.
- TOENNIES, F. [1887] (1940), *Fundamental Concepts of Society*, traduit par C. P. Loomis, New York, American Books.
- VAN ROOSMALEN, E. et H. KRAHN (1996), « Boundaries of Youth », *Youth and Society*, vol. 28, p. 3-38.
- VERBA, S., K. LEHMAN SCHLOZMAN, et H. E. BRADY (1995), *Voice and Equality : Civic Voluntarism in American Politics*, Cambridge, Harvard University Press.
- WESTERN, B. (1995), « A Comparative Study of Working-Class Disorganization : Union Decline in Eighteen Advanced Capitalist Countries », *American Sociological Review*, vol. 60, p. 1179-1210.
- WIRTH, L. (1938), « Urbanism as a Way of Life », *American Journal of Sociology*, vol. 44, p. 3-24.
- WILSON, J. et M. MUSICK (1997), « Who Cares? Toward an Integrated Theory of Volunteer Work », *American Sociological Review*, vol. 62, p. 694-713.
- WORLD VALUES STUDY GROUP (1994), *World Values Survey, 1981-83 and 1991-93*, fichiers informatiques, ICPSR Version, Ann Arbor, MI, Inter-University Consortium for Political and Social Research.
- WRIGHT, C. R. et H. H. HYMAN (1958), « Voluntary Association Membership of American Adults : Evidence from National Sample Surveys », *American Sociological Review*, vol. 23, p. 284-294.
- WUTHNOW, R. (1991), « Tocqueville's Question Reconsidered : Volunteerism and Public Discourse in Advanced Industrial Societies », in R. Wuthnow, *Between States and Markets : The Voluntary Sector in Comparative Perspective*, Princeton, NJ, Princeton University Press, p. 288-308.